pesquisa e planejamento econômico

volume 9 • dezembro 1979 • número 3

Resenhas Bibliográficas

ipea
revista do
INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL

pesquisa e planejamento econômico

revista quadrimestral do instituto de planejamento econômico e social
ipea

Toda a correspondência para a revista deverá ser endereçada a PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO — IPEA — Av. Presidente Antônio Carlos, 51 — 13.º andar — CEP 20.020 — Rio de Janeiro — RJ.

O INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL — IPEA, Fundação vinculada à Secretaria de Planejamento da Presidência da República, tem por atribuições principais:

I — auxiliar a Secretaria de Planejamento na elaboração dos programas globais de governo e na coordenação do sistema nacional de planejamento;

II — auxiliar a Secretaria de Planejamento na articulação entre a programação do Governo e os orçamentos anuais e plurianuais;

III — promover atividades de pesquisa aplicada nas áreas econômica e social;

IV — promover atividades de treinamento para o planejamento e a pesquisa aplicada.

O IPEA compreende um Instituto de Pesquisas (INPES), um Instituto de Planejamento (IPLAN), um Instituto de Programação e Orçamento (INOR) e o Centro de Treinamento para o Desenvolvimento Econômico (CENDEC). Fazem parte do IPLAN três Coordenadorias: Planejamento Geral, Setorial e Regional, além do Centro Nacional de Recursos Humanos.

pesquisa e planejamento econômico

volume 9 • dezembro 1979 • número 3

O efeito do crescimento demográfico sobre medidas de distribuição da renda *

SAMUEL A. MORLEY **

1 — Introdução

Nos trabalhos sobre distribuição da renda dos quais temos conhecimento não se considera, em geral, o efeito do crescimento demográfico sobre a interpretação das estatísticas utilizadas para aferir a evolução da distribuição. Freqüentemente, variações nesta são medidas através de uma comparação entre as participações relativas

Nota do Editor: Tradução não revista pelo autor.

* O autor agradece a Alan Blinder, Sheldon Danziger, Keith Horner, Graham Pyatt e George Sweeney por seus comentários a uma versão anterior deste trabalho.

** Da Vanderbilt University.

na renda, ou entre as taxas de crescimento da renda real ao longo do tempo de grupos tais como "os pobres" ou "os ricos". No entanto, com relação ao crescimento demográfico, há uma importante distinção a ser feita entre os citados grupos e o que chamamos de "pobres ou ricos no período-base". Os primeiros constituem o grupo localizado na parte inferior ou superior da distribuição, ao passo que os últimos constituem um grupo determinado de pessoas que eram pobres ou ricas no período-base. As participações e taxas de crescimento da renda dos pobres ou dos ricos apresentadas em todos os estudos disponíveis se referem aos pobres ou ricos no primeiro sentido, e não no segundo. Isto sugere que a maioria das pessoas que utilizam essas estatísticas pensa que está medindo o que aconteceu aos pobres ou aos ricos no período-base, mas de fato não está. Cálculos referentes ao Brasil mostram que as diferenças entre crescimento da renda dos pobres e dos ricos no período-base são grandes e significativas. Não estamos afirmando que as medidas-padrão estejam erradas, mas sim que não nos revelam o que aconteceu à distribuição da renda da população de um período-base, ou se os pobres no período-base se beneficiaram do crescimento da renda ao longo do tempo. [1]

Neste trabalho gostaríamos de examinar as relações entre crescimento demográfico e duas das estatísticas de distribuição mais utilizadas — a participação relativa dos ricos e dos pobres na renda total e a taxa de crescimento da renda real dos pobres e dos ricos. Na Seção 2 apresentamos um modelo simples da distribuição da renda, que é utilizado para demonstrar o comportamento das participações relativas na renda e da renda real ao longo do tempo quando a força de trabalho está crescendo. Como veremos, ambas as medidas são afetadas pelo montante de crescimento da força de trabalho e pelo nível em que os novos membros se localizam na pirâmide da

[1] G. Fields, "Who Benefits from Economic Development? — A Reexamination of Brazilian Growth in the 1960's", *in American Economic Review*, n.º 67 (junho de 1977), pp. 505-12, incorreu exatamente nessa confusão. Ele argumentou que poderíamos medir o desempenho da distribuição pelos ganhos de renda absoluta dos pobres. Mas não distingue entre os pobres e os pobres no período-base. Portanto, o que mede como ganhos de renda dos pobres não são os ganhos dos pobres de 1960, embora escreva como se assim fosse. Ver particularmente a página 508.

renda. Na Seção 3 aplicamos o modelo teórico ao Brasil e mostramos que há grandes diferenças entre as taxas de crescimento da renda dos pobres ou ricos e dos pobres ou ricos no período-base. Além do mais, o comportamento das participações relativas na renda na parte inferior da distribuição, que provocou tantos comentários desfavoráveis sobre crescimento não-eqüitativo, resulta principalmente do crescimento demográfico e de variações no perfil de renda durante o ciclo de vida, e não de taxas relativamente baixas de crescimento da renda dos pobres, como tem sido geralmente apresentado.

Escolhemos o Brasil como exemplo de dificuldade em interpretar as medidas-padrão de desigualdade em face do seu rápido crescimento demográfico. Além do mais, este País é geralmente considerado como um exemplo nítido de crescimento não-eqüitativo: na década de 60, o coeficiente de Gini para o Brasil aumentou de 0,50 para 0,57, a correspondente curva de Lorenz deslocou-se totalmente para a direita e a renda média real *per capita* aumentou apenas 18%, em comparação com um aumento médio de 37% para a totalidade da força de trabalho e 67% para o decil superior.

A maioria dos trabalhos sobre distribuição da renda no Brasil focalizou também as causas da crescente desigualdade.[2] Não é nosso objetivo aqui aumentar essa literatura. Esperamos apenas convencer o leitor, ao mostrar o considerável efeito do crescimento demográfico sobre a interpretação das medidas de desigualdade no caso brasileiro, de que as participações relativas na renda e as taxas de crescimento

2 Ver E. Bacha e L. Taylor, "Brazilian Income Distribution in the 1960's: 'Facts', Model Results and the Controversy", *in Journal of Development Studies* (abril de 1978); A. Fishlow, "Brazilian Size Distribution of Income", *in American Economic Review*, n.º 62 (maio de 1972), pp. 391-402; Carlos G. Langoni, *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil* (Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973); S. A. Morley, "Growth and Inequality in Brazil", *in Luso-Brazilian Review*, a sair; S. A. Morley e J. G. Williamson, "Growth, Wage Policy and Inequality: Brazil during the Sixties", Workshop Paper n.º 7.519, SSRI (Madison: University of Wisconsin, julho de 1975); R. Tolipan e R. Tinelli (orgs.), *A Controvérsia sobre Crescimento e Distribuição de Renda* (Rio de Janeiro: Zahar, 1974); J. Wells, "Distribution of Earnings, Growth and the Structure of Demand in Brazil during the 1960's", *in World Development*, n.º 2 (janeiro de 1974), pp. 9-24; A. Fishlow, "Brazilian Income Distribution: Does Trickle-Down Really Work?" (Banco Mundial, 1977), trabalho não publicado.

desta não podem, sem reajuste, nos revelar muita coisa sobre o grau de progressividade da estratégia de crescimento de um determinado país.

2 — O modelo formal

Nesta seção procuramos desenvolver um modo formal de examinar as relações entre crescimento demográfico e diversas estatísticas mais comuns de distribuição da renda. Para facilitar nossa tarefa, vamos ordenar os membros de uma população no ano-base por nível de renda e atribuir a cada pessoa um número-índice, X_i, que é a ordem,[3] segundo a renda, do i-ésimo indivíduo na população.

A renda de qualquer indivíduo i pode ser então expressa como uma função da sua posição, X_i:

$$Y_i = f(X_i) \tag{1}$$

Para simplificar, suponhamos que a função f é contínua.

Por definição, a renda total da população é:

$$Y = \int_0^N f(X)\, dX \tag{2}$$

onde N é o tamanho da população.

Diagramaticamente (ver Gráfico 1), a função-renda apresenta-se ascendente, com a renda do i-ésimo indivíduo sendo a ordenada da curva em X_i e a renda total sendo a área sob a curva desde a origem até N.

A participação relativa do k-ésimo percentil inferior na renda total é:

$$s^{-k} = \frac{\int_0^{kN} f(X)\, dX}{\int_0^N f(X)\, dX} \tag{3}$$

[3] No original, *income rank*. (N. do T.)

e a renda média do k-ésimo percentil inferior é dada por:

$$\bar{y}^{-k} = \frac{\int_0^{kN} f(X)\,dX}{kN} \qquad (4)$$

Suponhamos que a população aumente devido ao ingresso de novos participantes na força de trabalho. Sendo Y^* a renda dos novos membros, então $N^* = f^{-1}(Y^*)$ é o número-índice do membro da população inicial que ganha a mesma renda que o novo participante.

Suponhamos que permaneça constante a renda de todos os membros da população original e calculemos as participações relativas na renda e as rendas absolutas do k-ésimo percentil inferior da população aumentada para ver como ambas são afetadas pelo novo participante. Lembremos que não houve alteração na renda de ninguém, exceto, é claro, a do novo membro. Examinando o Gráfico 1, a renda total após o ingresso do novo participante é a área sob a curva original mais Y^*.

Atribuindo-se índice zero para o período-base e t para o período após a entrada do novo membro, obtemos as seguintes participações no período t para o k-ésimo percentil inferior da população:

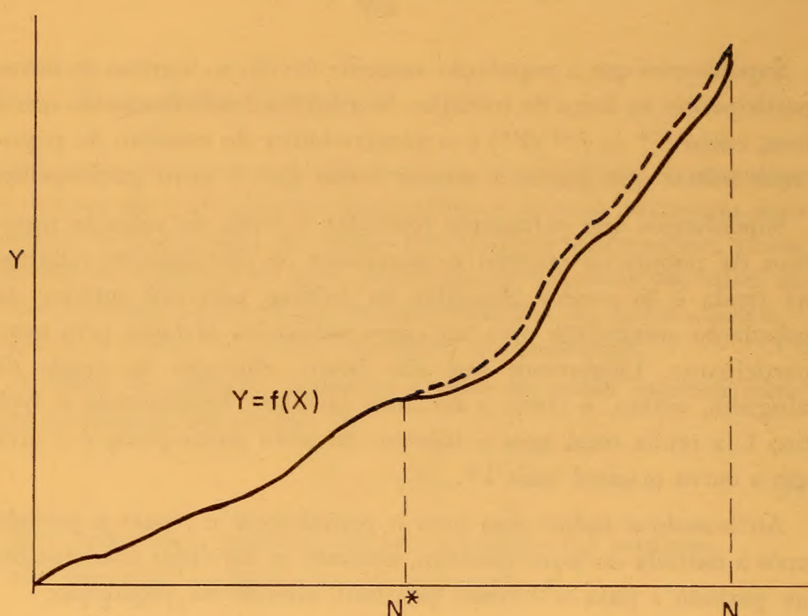
$$s_t^{-k} = \frac{\int_0^{k(N+1)} f(X)\,dX}{\int_0^{N} f(X)\,dX + f(N^*)} \quad \text{para} \quad N^* > k(N+1) \qquad (5)$$

$$s_t^{-k} = \frac{\int_0^{k(N+1)-1} f(X)\,dX + f(N^*)}{\int_0^{N} f(X)\,dX + f(N^*)} \quad \text{para} \quad N^* < k(N+1) \qquad (6)$$

Como o leitor pode notar, se o novo participante estiver localizado fora do grupo inferior cuja participação está sendo calculada — equação (5) — a renda *total* do grupo aumenta porque o crescimento demográfico nos força a alterar os limites de integração. Isso pode ou aumentar ou diminuir a participação do grupo na renda,

Gráfico 1

A FUNÇÃO DA RENDA



dependendo das taxas de variação relativa da renda global média e da renda média na parte inferior. Isso, por sua vez, depende de Y^*, o nível de renda do novo membro; haveria um N^* correspondente a esse nível. É fácil mostrar os seguintes fatos referentes às relações entre s_t^{-k} e N^*:

$$\text{para} \quad N^* > k(N+1), \ \frac{\partial s_t^{-k}}{\partial N^*} < 0$$

$$\text{para} \quad N^* < k(N+1), \ \frac{\partial s_t^{-k}}{\partial N^*} > 0$$

$$\text{para} \quad N^* = 0, \ s_t^{-k} < s_o^{-k}$$

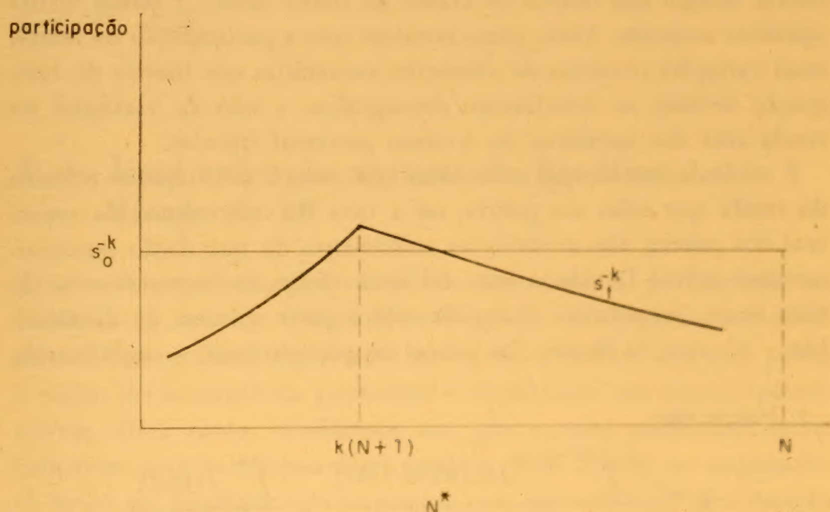
$$\text{para} \quad N^* = k(N+1), \ s_t^{-k} > s_o^{-k}$$

Essas relações podem ser resumidas em um diagrama das relações entre N^* e s_t^{-k}, que mostra não só como a participação no t-ésimo período varia com a renda do novo membro, mas também como isso pode ser comparado à participação no período-base. O Gráfico 2 nos revela que, se a renda do novo membro for ou muito alta ou muito baixa, a participação do k-ésimo percentil na renda diminuirá. Se a renda do novo membro da força de trabalho ficar em torno do limite de classe que define a parcela do k-ésimo percentil, a participação relativa estimada para esta classe aumentará. Isso acontece apesar do fato de que ninguém na população original teve sua renda alterada. Decorre simplesmente do fato de que o crescimento demográfico altera os limites de integração nas equações (5) e (6).

Consideremos agora o que acontece com a renda média do k-ésimo percentil inferior. Esta também é afetada pelo crescimento demográ-

Gráfico 2

RELAÇÕES ENTRE s_t^{-k} e N^*



NOTA: Sem especificar a forma funcional não se pode ter certeza de que s_t^{-k} corta s_0^{-k} à direita de kN. Pode ser mais alta em todo o trajeto para N.

fico e por N^*. Isso pode ser observado nas equações (7) e (8), a seguir:

$$\bar{y}_t^{-k} = \frac{\int_o^{k(N+1)} f(X)\,dX}{k(N+1)} \quad \text{para} \quad N^* > k(N+1) \qquad (7)$$

$$\bar{y}_t^{-k} = \frac{\int_o^{k(N+1)-1} f(X)\,dX + f(N^*)}{k(N+1)} \quad \text{para} \quad N^* < k(N+1) \quad (8)$$

Das equações (7) e (8) fica claro que:

$$\frac{\partial \bar{y}_t^{-k}}{\partial N^*} \begin{array}{ll} > 0, & 0 \leq N^* \leq k(N+1) \\ = 0, & N^* > k(N+1) \end{array}$$

Além disso: [4]

$$\bar{y}_t^{-k} \begin{array}{l} < \bar{y}_o^{-k},\ N^* < k(N+1) - 1 \\ > \bar{y}_o^{-k},\ N^* = kN \end{array}$$

A expansão demográfica provoca uma queda na renda média aparente do k-ésimo percentil inferior se a renda dos novos membros estiver dentro dos limites de classe; de outro modo, a renda média aparente aumenta. Assim como acontece com a participação na renda, essas variações resultam de alterações necessárias nos limites de integração devidas ao crescimento demográfico, e não de variações na renda real dos membros do k-ésimo percentil inferior.

É evidente, então, que estatísticas tais como a participação relativa da renda que cabe aos pobres, ou a taxa de crescimento da renda real dos pobres, são sensíveis ao crescimento da população economicamente ativa. Devido a isso, há uma distinção importante a ser feita entre "os pobres" — significando a parte inferior da distribuição — e o que eu chamo "os pobres no período-base" — significando

[4] Note-se que:

$$\bar{y}_t^{-k} = \frac{\int_o^{k(N+1)-1} f(X)\,dX + f(N^*)}{k(N+1)-1} < \frac{\int_o^{kN} f(X)\,dX}{kN}$$

se $f(k(N+1)-1) > \bar{y}_t^{-k}$, uma condição que quase certamente será satisfeita.

as pessoas que eram pobres em algum ano tomado como base. A renda média estimada para os "pobres" aumenta ou diminui se a população aumenta, mesmo se a renda dos "pobres no período-base" se mantém constante. Se estivermos interessados em saber o que ocorreu com os pobres no período-base (e isso é certamente o ponto central de todo o debate sobre a existência de *trickle down*), as taxas de crescimento da renda real do *k*-ésimo percentil inferior não servirão.

Os pontos até aqui assinalados em relação aos pobres se aplicam igualmente aos ricos. A renda média destes diminuirá, mesmo se a sua renda no período-base permanecer constante, desde que a renda média dos novos membros seja menor do que a renda mínima dos ricos.[5] O comportamento da participação dos ricos na renda é um pouco mais complicado. Evidentemente, esta participação é uma função decrescente de N^*. Mas não podemos determinar se a participação dos ricos no período t, s_t^{r}, é maior ou menor do que s_0^{r}. Se $N^* = 0$, então a participação dos ricos aumentará. Se N^* estiver próxima ao mesmo nível da renda média da população no período-base, a parcela dos ricos diminuirá. Assim, um diagrama semelhante ao Gráfico 2 mostraria uma interseção de s_t^{r} e s_0^{r} no intervalo $0 < N^* < \bar{y}$.

3 — Uma aplicação ao caso do Brasil na década de 60

Tendo demonstrado que estatísticas tais como a participação na renda ou a taxa de crescimento da renda são sensíveis ao crescimento demográfico, tentaremos nesta seção avaliar até que ponto o efeito do aumento da população é importante em termos quantitativos. Para tanto, escolhemos um país e uma particular forma funcional para as relações entre renda e posto (*rank*) na população. O Brasil foi escolhido não só porque suas estatísticas de distribuição

5 $N^* < (1-l)(N+1)$, onde l é o l-ésimo percentil superior da população

são boas e seu caso bem conhecido, mas também por apresentar uma elevada taxa de crescimento da força de trabalho.

A crescente desigualdade de renda no Brasil durante a década de 60 tem sido amplamente observada e criticada. Os dados em que se baseia essa conclusão são apresentados na Tabela 1. Como o leitor pode notar, as taxas de crescimento da renda média na parte inferior da pirâmide de renda ficaram abaixo da média para a população como um todo. Em conseqüência, a participação relativa da renda que cabe aos 10 ou 40% mais pobres diminuiu entre 1960 e 1970. Na parte superior da distribuição a participação e renda relativas apresentaram taxas de crescimento mais rápidas.

Para a distribuição da renda de 1960, apresentada na Tabela 1, encontramos que a função exponencial $y = ae^{bx}$ ajusta-se bem aos

TABELA 1

Brasil: comparação de distribuição da renda por decis de renda — 1960/70 (população economicamente ativa com renda)

Decis da População	Percentagem de Renda			Renda Média (em Cr$ de 1970 por Mês)		
	1960	1970	Variação (%)	1960	1970	Variação (%)
—10	1,17	1,11	—5,1	25	32	+28,0
10	2,32	2,05	—11,6	48	58	+20,8
10	3,42	2,97	—13,2	71	84	+18,3
10	4,65	3,88	—16,6	96	110	+14,6
10	6,15	4,90	—20,3	127	139	+ 9,5
10	7,66	5,91	—22,8	158	168	+ 6,3
10	9,41	7,37	—21,7	195	210	+ 7,7
10	10,85	9,57	—11,8	225	272	+20,9
10	14,69	14,45	—1,6	305	411	+34,8
+10	39,66	47,79	+20,5	815	1.360	+66,9
+5	27,69	34,86	+25,9	1.131	1.984	+75,4
+1	12,11	14,57	+20,3	2.389	4.147	+73,6
—40	11,57	10,00	—13,6	60	71	+18,3
40	34,08	27,80	—18,5	176	197	+11,9
+20	54,35	62,20	+14,5	560	886	+58,2
Total	100,00	100,00		206	282	+36,9

FONTE: Langoni, *op. cit.*, Tabela 3.5, p. 64.

dados. As expressões das participações relativas dos ricos e dos pobres no período-base e no período t referentes a essa forma funcional encontram-se na Tabela 2.

Utilizemos agora essa função para aprender alguma coisa sobre a sensibilidade das participações relativas de renda e das rendas médias ao crescimento demográfico e ao nível salarial dos novos membros. Primeiro, ajustemos uma função exponencial para a distribuição da renda em 1960, a qual resulta na seguinte estimativa:

$$y = 25{,}8e^{0{,}173X}$$
$$r^2 = 0{,}96$$
$$N = 19$$

Tabela 2

Participação e renda média de pobres e ricos para a função exponencial [a]

	Período-Base	Período t	
		$N^* > k(N+1)$	$N^* < k(N+1)$
Pobres $\bar{y}^{-k}$	$a\left(\dfrac{e^{bkN} - 1}{bkN}\right)$	$\dfrac{a(e^{bk(N+1)} - 1)}{bk(N+1)}$	$\dfrac{a(e^{bz} + be^{bN^*} - 1)}{bz}$
s^{-k}	$\dfrac{e^{bkN} - 1}{e^{bN} - 1}$	$\dfrac{e^{bk(N+1)} - 1}{e^{bN} + be^{bN^*} - 1}$	$\dfrac{e^{bz} + be^{bN^*} - 1}{e^{bN} + be^{bN^*} - 1}$
			$N^* < (1-l)(N+1) - 1$
Ricos $\bar{y}^{+l}$	$\dfrac{a(e^{bN} - e^{b(1-l)N})}{blN}$		$\dfrac{a(e^{bN} - e^{b[(1-l)(N+1)-1]})}{bl(N+1)}$
s^{+l}	[illegible] / $(e^{bN} - 1)$		[illegible] / $(e^{bN} + be^{bN^*} - 1)$
Toda a População			
$\bar{y}$	$\dfrac{a(e^{bN} - 1)}{bN}$		$\dfrac{a(e^{bN} + be^{bN^*} - 1)}{b(N+1)}$

[a] $z = k(N + 1) - 1$

Essa função ajusta-se razoavelmente bem aos dados, embora tenda a sobreestimar as rendas na parte inferior e subestimá-las na parte superior, como o leitor pode observar nas linhas superiores da Tabela 3. Contudo, estamos interessados em ver como as participações relativas e as rendas médias variam com o salário de novos membros. Para isso, a função é adequada.

Primeiro podemos perguntar: qual a faixa de variação do aumento das participações relativas de renda dos nossos três grupos populacionais? Para responder a isso, igualamos as expressões das participações relativas no período-base e no período t da Tabela 2 e solucionamos a equação para N^*. Colocando esses valores de N^* na função geratriz da renda, obtemos a faixa de variação do aumento das participações relativas de renda (ver Tabela 3). A tabela nos revela que, se o salário médio dos novos membros estiver entre Cr$ 31,00 e Cr$ 261,00 a participação relativa do decil inferior na renda total aumentará. Se ficar abaixo de Cr$ 183,00 a participação relativa do decil superior aumentará. Há uma faixa razoavelmente grande em que as participações relativas de todas as três classes de renda aumentam (Cr$ 64,00–Cr$ 183,00).

Finalmente, as linhas inferiores da Tabela 3 nos mostram como as participações relativas e as rendas médias variam com o salário dos novos membros. A tabela revela que, se N^* adotar seu valor mínimo, a participação relativa do decil inferior na renda será 0,7% e sua renda média Cr$ 14,40; se adotar seu valor máximo, de kN, tanto a participação relativa quanto a renda média mais do que duplicam. Como o leitor pode notar, a faixa de variação é bem ampla, particularmente para o grupo inferior. Isso significa que as rendas médias e as participações relativas dos pobres são provavelmente sensíveis ao crescimento demográfico e ao nível salarial dos novos membros. Além do mais, dado que a maior parte das rendas médias e as participações relativas no período t ficam abaixo dos valores no período-base para os pobres, é bem provável que o crescimento demográfico provoque um declínio aparente em ambas essas medidas.

Até aqui observamos os efeitos da entrada de novos membros na pirâmide de renda sobre as participações relativas na renda e rendas médias, mantendo-se constante a renda da população original. Mas

TABELA 3

Participações e variância da participação com o nível de renda dos novos membros

	Global	−10%	−40%	+10%
Renda Média (Cr$ 1960)				
Real	206	25	60	815
Estimada	220	31	55	656
Participação na Renda (1960)				
Real		0,012	0,136	0,397
Estimada		0,014	0,100	0,298
Faixa de Variação do Aumento da Participação na Renda				
Limite Inferior		31	64	0
Limite Superior		261	417	183
Nível das Participações quando N^* Toma o Valor				
Mínimo		0,007	0,087	0,276
Máximo		0,015	0,109	0,311
Nível da Renda Média quando N^* Toma o Valor				
Mínimo		14,4	45,2	650,3
Máximo		32,5	58,5	

NOTA: Para os pobres, o máximo é atingido em $l(N+1)$ e o mínimo em zero.

Para os ricos, o máximo é atingido em $N^* = 0$ e o mínimo em $N^* = (1-l)(N+1)-1$. N é considerado em milhões. Assim, os cálculos supõem um milhão de novos membros.

em uma economia real as coisas não são tão simples. Ganhos e perdas de renda ocorrem na população original ao mesmo tempo em que a força de trabalho é aumentada pelo ingresso de novos membros com rendas diferentes. Para acompanhar o desempenho da força de trabalho original temos que separar os novos membros dos sobreviventes.

Felizmente, podemos fazer essa separação para o Brasil utilizando distribuições de renda segundo a idade para 1970. Isso nos permite decompor a força de trabalho de 1970 em sobreviventes de 1960 e

novos membros — isto é, os que entraram durante a década — e calcular uma distribuição da renda separada para cada grupo. Detalhes destes cálculos são explicados no Apêndice, ao passo que o perfil da força de trabalho resultante em 1970 é apresentado na Tabela 4. As classes de renda são aquelas apresentadas para 1970, onde o limite de renda de cada classe foi estimado por interpolação.

Observa-se na Tabela 4 uma grande quantidade de novos membros (36% da força de trabalho em 1970), que se concentraram na parte inferior da pirâmide de renda de 1970. Dos 2,6 milhões de brasileiros no decil inferior, 1,4 milhão, ou 54%, eram novos membros da força de trabalho. Nota-se esse mesmo predomínio dos novos participantes em todos os decis inferiores da distribuição de 1970. Isso significa que a distinção que fizemos entre "pobres" e "pobres no período-base" é importante com relação ao Brasil. Quem quer que compare

TABELA 4

Sobreviventes e novos membros da força de trabalho de 1970

	Força de Trabalho Ganhando Menos de: (1)	Novos Membros Ganhando Menos de: (2)	Sobreviventes (2) — (1)
<45	2.607.975	1.398.616	1.209.359
<70	5.215.950	2.658.000	2.557.950
<96	7.823.975	3.851.000	3.972.925
<124	10.431.900	4.763.000	5.668.900
<157	13.039.875	5.694.000	7.345.875
<188	15.647.850	6.666.000	8.981.850
<241	18.255.825	7.592.000	10.663.825
<338	20.863.800	8.344.000	12.519.800
<720	23.471.775	9.097.688	14.374.087
<1.160	24.775.763	9.278.688	15.499.075
>1.160	1.303.987	113.478	1.188.509
Total	26.079.750	9.392.166	16.687.584

NOTA: As distribuições de renda por coorte de idade apresentadas por Langoni foram diagramadas por aproximação linear. Os novos membros são definidos como todos do grupo etário 10-19, mais a diferença entre a força de trabalho de 1960 e 1970 nos grupos etários 20-24, 25-29 e 30-39.

rendas ao longo do tempo para os "pobres" no Brasil está involuntariamente comparando as rendas de dois grupos diferentes com uma alta proporção de novos participantes no ano final. Certamente não estará examinando os pobres no período-base.

Calculamos em seguida a taxa de crescimento da renda dos pobres no período-base. Esse grupo é constituído pelos sobreviventes dos 10 ou 40% situados na faixa inferior em 1960. Se adotarmos o nível de renda como um bom indicador de bem-estar social para os pobres, devemos nos interessar pela respectiva taxa de crescimento. Para fazer esse cálculo, temos primeiro que separar aqueles participantes da força de trabalho em 1960 que saíram entre 1960 e 1970. Sabendo isso, conheceremos a magnitude, em 1970, do grupo que em 1960 correspondia ao decil inferior (ou aos 40% inferiores). Dado que já calculamos o número de novos participantes da força de trabalho em 1970, sabemos por subtração quanto avançar na distribuição de sobreviventes de modo a incluir todos os grupos de referência de 1960. Os detalhes dos cálculos são apresentados na Tabela 5.

Consideremos o decil inferior. Em 1970 este continha 2,6 milhões de pessoas. Subtraindo os novos membros, temos uma estimativa do

Tabela 5

Cálculo da taxa de crescimento da renda dos pobres no período-base

	Decil Inferior	40% Inferiores
Tamanho do Grupo de 1970......	2.607.975	10 431 897
Menos Novos Membros.......	1.398 616	4.742 000
= Membros de 1960.........	1.209 359	5 689 897
Tamanho do Grupo de 1960	1.932.100	7.728 520
Menos os que Saíram.........	198 404	1 020 552
= Sobreviventes..............	1.733.696	6 707 968
Número Acima do Limite de Classe de 1970 (Linha 6-3)..........	524 337	1 018 071
Renda Média do Grupo na Linha 7	Cr$ 49,50	Cr$ 135,00

NOTA: Ver o Apêndice para os cálculos

grupo que fazia parte da força de trabalho em 1960 (1,2 milhão). Contudo, o decil inferior em 1960 abrangia 1,9 milhão de pessoas; 200 mil saíram, ficando 1,7 milhão. Esses formam o grupo de sobreviventes pobres cujos ganhos de renda real estamos tentando calcular. Agora, somente 1,2 milhão deles estavam ainda no decil inferior em 1970, o que significa que aproximadamente 500 mil receberam aumentos de renda grandes o suficiente para impulsioná-los acima do limite superior de renda do decil inferior em 1970 (Cr$ 45,00). Utilizando a distribuição subjacente e supondo que não tenha ocorrido mobilidade descendente, calculamos uma renda média de Cr$ 49,50 para esse grupo. [6] Com essa informação, torna-se simples calcular a renda total dos sobreviventes pobres de 1960. É a renda dos que continuaram no decil inferior mais a renda que cabe aos 525 mil acima do limite superior de renda deste decil. De novo, para simplificar, deixamos os detalhes para o Apêndice, e mostramos na Tabela 6 as rendas médias e as taxas de crescimento resultantes para os 10 ou 40% inferiores. Não fizemos um cálculo equivalente para os ricos devido às dificuldades da interpolação na parte superior da distribuição.

O que é digno de nota na Tabela 6 é a ampla divergência entre o crescimento da renda real dos 10 ou 40% inferiores e os ganhos reais usufruídos pelos pobres no período-base. Em vez de um ganho de 28% na renda real, o decil inferior de 1960 teve um ganho de 57%, uma diferença significativa tanto em termos de bem-estar social quanto para qualquer interpretação do período. É evidente que com relação ao Brasil não se pode ignorar o problema de mensuração que estamos investigando. Comparações cronológicas entre decis do tipo realizado pela maioria dos pesquisadores subestimam seriamente o crescimento da renda dos pobres do período-base em qualquer economia com uma força de trabalho em rápido crescimento cujos novos participantes encontram seus primeiros empregos na parte inferior da pirâmide de renda.

O leitor deve estar se perguntando se essas nossas estimativas anulam os resultados apresentados por todos os observadores, de

6 A suposição de que não tenha ocorrido mobilidade descendente significa que os ganhos de renda absoluta mostrados na Tabela 6 são, no máximo, subestimativas.

TABELA 6

Renda real e renda aparente dos pobres — 1960/70

	Renda Real Média *per capita* (Cr$)		Crescimento da Renda (1960/70) (%)
	1960	1970	
Conforme Apresentado (Tabela 1)			
— 10%..................	25	32	28
— 40%..................	60	71	18
Total.....................	260	282	37
Sobreviventes (Pobres no Período-Base)			
— 10%..................	25	39,20	57
— 40%..................	60	83,80	40
Total.....................	206	361	75

NOTA: Os números representam a renda *per capita* mensal expressa em cruzeiros de 1970. Ver o Apêndice para o cálculo da renda dos sobreviventes.

que durante a década de 60 os ricos obtiveram ganhos em relação aos pobres. Afinal, nossas estimativas do crescimento da renda real dos pobres no período-base são maiores do que o crescimento global da renda real média apresentado por Langoni, de 37%. A resposta, que obtemos através da Tabela 6, é negativa. A correção resultante da entrada dos novos participantes aumenta mais o crescimento da renda real de todos os sobreviventes do que o crescimento da renda dos pobres no período-base. Assim, no Brasil os pobres perderam terreno em relação aos ricos, exatamente como as medidas de distribuição originais indicaram. Contudo, a correção mostra que isso aconteceu junto com um aumento na renda absoluta substancialmente maior do que anteriormente apresentado. Os pobres do período-base podem ter perdido terreno, mas sua renda real aumentou 4,7% a.a., um índice razoável.

Apesar de os pobres do período-base terem usufruído um substancial crescimento da renda, deve ter havido um aumento simultâneo

na desigualdade da renda entre os sobreviventes. Isso pode ser demonstrado calculando-se separadamente os coeficientes de Gini dos sobreviventes e dos novos participantes com base nos dados da Tabela 4 (ver Tabela 7).

TABELA 7

Distribuição da renda dos sobreviventes e dos novos membros — 1970

	1960	1970
Coeficiente de Gini[a]	0,50	0,56
Coeficiente de Gini dos Sobreviventes	0,50	0,58
Coeficiente de Gini dos Novos Membros	—	0,516
Renda Média (Cr$)		
Sobreviventes	206	361
Novos Membros	—	193

[a]Difere um pouco do coeficiente de Gini apresentado por Langoni porque ele teve acesso a dados brutos. Para comparabilidade, são apresentados apenas os coeficientes de Gini do autor.

Como o leitor pode constatar, o coeficiente de Gini global *subestima* o aumento na desigualdade entre a população do período-base. Poder-se-ia esperar o oposto com base no procedimento estatístico envolvido no cálculo do coeficiente de Gini para os sobreviventes, pois o grupo de sobreviventes, por definição, exclui os jovens, o extremo inferior da distribuição da renda.[7] Portanto, a variância de renda entre os sobreviventes deveria diminuir. Mas isso não acontece, dado o alto grau de desigualdade que acompanhou o crescimento da renda no Brasil.

O aumento na desigualdade dos sobreviventes também se deduz do fato de que a renda média dos novos participantes (Cr$ 193,00)

7 Agradeço a Alan Blinder por ter-me indicado esse viés no coeficiente de Gini dos sobreviventes.

encontra-se no nível da Tabela 3 em que a parcela dos pobres aumentaria e a dos ricos diminuiria, permanecendo constante a renda dos sobreviventes. Isso não ocorreu devido a um aumento tão grande na desigualdade entre sobreviventes que anulou a tendência igualitária entre os novos membros.

4 — Decomposição do índice de desigualdade

Durante a década de 60 houve substancial aumento no diferencial de renda entre os grupos etários. Os níveis de renda dos novos membros aumentaram mais lentamente do que os dos membros com 30-49 anos, como se pode ver na Tabela 8. Ao mesmo tempo, houve uma alteração na composição da força de trabalho no sentido de maior proporção de trabalhadores jovens. Ambos esses fatores deveriam aumentar a desigualdade estimada. Assim, surge uma outra

TABELA 8

Renda real per capita *e taxas de crescimento por classe etária — 1960/70*

Classe de Idade	1960 (Cr$)	1970 (Cr$)	Taxas de Crescimento da Renda na Década por Idade (%)	Crescimento do Grupo Etário do Período-Base (%)
10-14	52	58	11,5	280
15-19	101	109	7,9	176
20-29	184	235	27,7	85
30-39	243	341	40,3	58
40-49	251	385	53,4	41
50-59	249	355	42,6	25
60-69	217	312	31,8	—
70-	173	228	31,8	—

FONTE: Langoni, *op. cit.*, p. 86. Os números representam a renda mensal média em cruzeiros de 1970.

questão: até que ponto essas duas fontes de desigualdade influíram no aumento observado no coeficiente de Gini? É a essa pergunta que gostaríamos de responder nesta seção.

Pyatt mostrou formalmente como o coeficiente de Gini global poderia ser dividido em três partes aditivas. [8] A primeira, G_A, mede a contribuição da desigualdade intracoorte pura; a segunda, G_B, a desigualdade resultante de coortes superpostas, isto é, diferenças de renda entre os jovens mais ricos e os com 40 anos mais pobres; a terceira, G_C, a desigualdade resultante de diferenças entre a renda média de diferentes coortes. G_C, que Paglin chama de coeficiente de Gini de idade, mostra o grau de desigualdade se cada membro de cada coorte tivesse a renda média da coorte.

Com essa decomposição, parece que G_C mede a contribuição da desigualdade intercoorte à desigualdade global. Mas isso não é verdade. Danziger, Haveman, Smolensky e Horner, comentando, respectivamente, sobre Paglin e Pyatt, assinalam que, de fato, as três fontes de desigualdade não são independentes. [9] Um aumento em G_C devido a um aumento dos diferenciais de renda por idade deve reduzir o coeficiente de Gini superposto, G_B, se a distribuição dentro de cada coorte, G_A, permanecer constante. Por exemplo, com uma diferença maior entre a renda média dos jovens e a do grupo de 40-49 anos, esperava-se encontrar menos jovens com rendas mais altas do que as dos com 40-49 anos mais pobres. Portanto, $G_A + G_B$, o coeficiente de Gini de Paglin, é sensível à renda média de cada coorte e também à distribuição de pessoas por coorte.

8 G. Pyatt, "On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients", *in Economic Journal*, n.º 86 (junho de 1976), pp. 243-55. M. Paglin, "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision", *in American Economic Review*, n.º 65 (setembro de 1975), pp. 598-609, trabalhando independentemente, propôs uma decomposição bastante semelhante, que utilizou para examinar a contribuição de uma alteração no perfil de renda por idade para a desigualdade nos EUA.

9 S. Danziger, R. Haveman e E. Smolensky, "The Measurement and Trend of Inequality: A Comment", *in American Economic Review*, n.º 67 (junho de 1977), pp. 505-512; K. Horner, "Interpreting Pyatt's Decomposition of the Gini Coefficient: A Comment" (Canadá: National Health and Welfare, s.d.), mimeo.

Para evitar o problema de interdependência, procedemos de maneira diferente.[10] Em vez de examinar diretamente G_A, G_B e G_C, elaboramos uma série de distribuições de renda hipotéticas, nas quais todas as possíveis fontes de desigualdade permanecem constantes, menos uma (ver Tabela 9). As colunas (1) e (2) apresentam as distribuições reais. A coluna (3) mostra como a distribuição teria sido em 1970 com a distribuição intracoorte desse mesmo ano, mas com a distribuição de indivíduos por coorte e o perfil de renda por idade de 1960. Uma comparação entre as colunas (3) e (1) mostra o efeito das variações na desigualdade intracoorte.

TABELA 9

Coeficientes de Gini apresentados por Pyatt para 1960-70

	1960 Real (1)	1970 Real (2)	Coeficiente de Gini de 1970 Constante ao Nível de 1960 — Renda Média por Coorte e Ponderações da População (3)	Coeficiente de Gini de 1970 Constante ao Nível de 1960 — Ponderações da População (4)
G_A Intracoorte......	0,0796	0,0887	0,0898	0,910
G_B Superposto......	0,2871	0,2919	0,3243	0,2940
G_C de Idade........	0,1306	0,1856	0,1306	0,1728
Coeficiente de Gini Global..........	0,4973	0,5662	0,5447	0,5578

FONTE: Cálculos pelo autor com base em distribuições de renda por idade específica para 1970 apresentadas por Langoni.

Coluna (3): Renda média por coorte em 1960, ponderações da população de 1960 por coorte, distribuições da renda por coorte de 1970.

Coluna (4): Renda média por coorte de 1960, ponderações da população de 1970 por coorte, distribuições da renda por coorte de 1970.

[10] Nosso procedimento segue de perto o de Danziger, Haveman e Smolensky, *op. cit.*; porém, dispondo apenas das distribuições de renda por idades específicas em 1970, não podemos mostrar a distribuição hipotética de 1970 com distribuições por coorte de 1960.

A coluna (4) apresenta a distribuição hipotética de 1970 com a distribuição intracoorte e o perfil de renda por idade desse ano. Uma comparação das colunas (4) e (3) mede a influência das variações no perfil de renda por idade.

Finalmente, a coluna (2), referente à distribuição real em 1970, atribui às ponderações demográficas seus valores de 1970. Uma comparação entre as colunas (4) e (2) mostra o efeito de variações na estrutura demográfica sobre a desigualdade global. O leitor deve notar que esse procedimento fornece apenas uma estimativa aproximada do efeito separado das três fontes de desigualdade devido à possível interação entre os efeitos de passar de uma população-base para outra.

Pode-se, agora, interpretar os resultados da Tabela 9. Examinando primeiro as colunas (1) e (2), notamos que 80% do aumento no coeficiente de Gini global decorrem do aumento de 5,5 pontos de percentagem no coeficiente de Gini de idade, resultado oriundo do aumento significativo no perfil de salário por idade. Uma interpretação superficial dos dados concluiria que a maior parte da crescente desigualdade no Brasil originou-se dessa fonte, o que não é verdade. Comparemos as colunas (3) e (4). Tudo permanece constante, menos o perfil de renda por idade, que adota seu valor de 1960 na coluna (3) e o de 1970 na coluna (4). Como o leitor pode notar, a variação aumenta a desigualdade, embora o efeito seja pequeno. Essa mensuração apresenta uma implicação tão diferente da comparação simples do coeficiente de Gini de idade nas colunas (1) e (2) devido à dependência de G_B, o termo superposto, com relação ao perfil de renda por idade. Variações nesse perfil provocam um aumento grande em G_C (de 0,1306 para 0,1728), anulado por uma redução quase tão grande em G_B (de 0,3243 para 0,2940), deixando o coeficiente de Gini global relativamente inalterado.

Evidentemente, o principal fator que contribui para aumentar a desigualdade é a variação na distribuição intracoorte — comparar colunas (1) e (3) — que por si só provoca um aumento de quase cinco pontos no coeficiente de Gini global. Isso não aparece na comparação simples de $G_A + G_B$ proposta por Paglin, devido, mais uma vez, ao termo superposto, G_B. O aumento na desigualdade intracoorte provoca um aumento em G_B quase tão grande quanto a

redução provocada pelo aumento na desigualdade intercoorte e, consequentemente, G_B permanece quase constante e parece contribuir pouco para o grande aumento na desigualdade.

O crescimento demográfico também contribui para a desigualdade — comparar colunas (4) e (2). Contudo, é a menos importante das três fontes, acrescentando menos de um ponto de percentagem ao coeficiente de Gini global.

Novamente encontramos evidência da desigualdade do modelo de crescimento brasileiro. O Brasil tem um modelo de crescimento que aumenta substancialmente as rendas na faixa superior, mas somente à custa de um aumento significativo na desigualdade. Apesar de a desigualdade ter aumentado, os dados não levam à conclusão de que um determinado grupo permanecerá a vida inteira na parte inferior da pirâmide de renda, composta principalmente de jovens. A coluna (5) da Tabela 8 mostra claramente que a renda do jovem médio aumentou rapidamente durante a década de 60. Só porque a renda média dos jovens não aumenta rapidamente, isto não significa que a de um determinado grupo de jovens não aumentou. O oposto acontece no Brasil. Assim, mobilidade ascendente significativa e crescente desigualdade podem ocorrer, e realmente ocorrem, juntas no Brasil.

5 — Conclusão

Mostramos que o crescimento demográfico tem um efeito substancial sobre o crescimento da renda e sobre as participações relativas na renda, tanto para os ricos quanto para os pobres. Isso nos leva a distinguir entre os ricos ou pobres no período-base e os ricos ou pobres apresentados em cada período. Com relação ao Brasil, os dados sobre renda real foram utilizados para mostrar que o efeito demográfico é quantitativamente importante. A entrada de novos membros encobre parcialmente duas características conflitantes do crescimento brasileiro recente. O crescimento da renda absoluta dos pobres ou dos jovens no período-base foi maior do que o registrado para os pobres ou jovens. Maior foi também o aumento na desigualdade para a população do período-base.

Foge aos objetivos deste trabalho considerar em detalhes os motivos da crescente desigualdade. Todavia, mostramos que quase todo o aumento no coeficiente de Gini resulta do aumento na desigualdade intracoorte e não de variações no perfil de renda por idade, como se poderia supor de uma decomposição superficial do coeficiente de Gini. A conclusão geral é a de que o crescimento no Brasil foi ainda mais regressivo do que se pensava, mas não tão empobrecedor como muitos afirmaram. Mobilidade ascendente significativa e crescente desigualdade podem ocorrer juntas, o que aliás aconteceu. As medidas de distribuição atualmente em voga, ignorando o efeito de variações demográficas, refletem a segunda, mas não a primeira.

Apêndice

I — Para o cálculo das Tabelas 5 e 6:

Especificação	Renda Média	População	Renda Total
10% Inferiores (Renda < Cr$ 45,00)			
(1) Segundo o Censo	32,69	2.607.974	985.254.670
(2) Novos Membros (por Classes de Idade)			
10 — 14	27,47	308.799	8.481.688
15 — 19	30,48	619.817	18.891.366
20 — 24	32,91	340.000	11.189.745
25 — 29	35,86	110.000	3.944.785
30 — 39	36,00	20.000	720.000
Total Novos Membros	30,91	1.398.616	43.227.564
(3) Sobreviventes (1—2)	34,75	1.209.359	42.027.106
(4) População de 1960 com Renda entre Cr$ 45,00 e Cr$ 54,00	49,5	524.337	25.954.682
(5) Sobreviventes de 1960 (3+4)	39,2	1.733.696	67.981.788
40% Inferiores (Renda < Cr$ 124,00)			
(1) Segundo o Censo	70,7	10.431.897	737.262.729
(2) Novos Membros (por Classes de Idade)			
10 — 14	44,7	543.000	24.278.768
15 — 19	64,6	2.080.000	134.343.582
20 — 24	71,9	1.495.000	107.415.750
25 — 29	73,8	510.000	37.629.899
30 — 39	76,3	114.000	8.698.200
Total Novos Membros	65,9	4.742.000	312.357.199
(3) Sobreviventes (1—2)	74,7	5.689.897	424.905.530
(4) População de 1960 com Renda entre Cr$ 124,00 e Cr$ 146,00	135	1.018.071	137.440.000
(5) Sobreviventes de 1960 (3+4)	83,8	6.707.968	562.345.530

(Continua)

(Conclusão)

II — Para o cálculo das saídas:

Especificação	Classes de Idade				
	40-49	50-59	60-69	+70	Total
10% Inferiores (Renda <Cr$ 45,00)	30.000	62.500	61.091	44.902	198.494
40% Inferiores (Renda <Cr$ 124,00)	237.500	310.000	280.612	192.440	1.020.552

NOTA: Para calcular as saídas supusemos que a distribuição de saída fosse igual em 1960 e 1970. Aplicamos, então, a proporção do grupo etário que ganhava menos de Cr$ 45,00 em 1970 aos membros desse grupo etário em 1960 que saíram durante a década.

Crescimento econômico, salários urbanos e rurais: o caso do Brasil *

Edmar L. Bacha **

1 — Introdução

O salário da mão-de-obra não-qualificada é o mais importante indicador do padrão de vida da população brasileira. Não obstante, a literatura sobre distribuição da renda no País não apresenta análises do comportamento a longo prazo dos salários rurais e urbanos. Este trabalho é uma primeira tentativa de preencher essa lacuna no conhecimento empírico.

O modelo de crescimento de Lewis [1] prediz que, durante o estágio de excesso de mão-de-obra, a industrialização prosseguirá com o salário da mão-de-obra urbana não-qualificada mantendo-se constante em termos do produto agrícola. Essa predição baseia-se em duas suposições: que os rendimentos dos trabalhadores agrícolas não se alterem, o que implica supor que a produtividade da mão-de-obra nas atividades agrícolas tradicionais esteja estagnada, e que haja entrada livre no mercado de trabalho urbano, com a migração rural-urbana reagindo aos salários relativos com agilidade suficiente para garantir a manutenção de um diferencial constante de equilíbrio entre os salários urbanos e rurais da mão-de-obra não-qualificada.

À primeira vista, o processo de industrialização no Brasil após a II Guerra Mundial parece confirmar a predição do modelo

* Esta pesquisa foi patrocinada pelo PREALC-OIT (Santiago, Chile). O autor agradece os comentários de Regis Bonelli, José Márcio Camargo, Eliana Cardoso, Rodolfo Hoffmann e Victor Tokman.

** Da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

1 W. Arthur Lewis, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor" (The Manchester School, maio de 1954). Reproduzido em A. Agarwala e S. Singh (orgs.), *The Economics of Underdevelopment* (Londres: Oxford University Press, 1958).

de crescimento dual sobre a constância do comportamento do salário. Contudo, um exame mais acurado dos dados disponíveis mostra que o conceito lewisiano de mão-de-obra excedente é uma camisa-de-força que não consegue explicar as complexidades da evolução dos salários urbanos e rurais no Sul do Brasil. Este trabalho sugere que o comportamento dos salários só pode ser compreendido num tipo de análise que leve em consideração a estrutura agrária, a evolução das relações de troca entre a agricultura e a indústria, a política trabalhista do Governo e a força dos sindicatos.

Inicialmente analisaremos a evolução dos salários rurais em São Paulo e depois estudaremos o comportamento dos salários medianos nas indústrias do antigo Estado da Guanabara. O trabalho encerra-se com um exame das interações entre a estrutura político-institucional, as relações de troca entre a agricultura e a indústria e o diferencial entre salários urbanos e rurais.

O Apêndice 1 detalha a elaboração e as limitações das séries estatísticas apresentadas no texto. No Apêndice 2 são apresentadas novas estimativas da evolução do custo da alimentação no Rio de Janeiro e em São Paulo entre 1966 e 1977 e é discutida a evolução dos salários urbanos e rurais da mão-de-obra não-qualificada no País como um todo, ao longo da recente fase de expansão econômica.

2 — Salários rurais

O Gráfico 1 mostra o comportamento dos salários dos trabalhadores diaristas residentes na agricultura de São Paulo de 1948 a 1978. Dois conceitos de salário foram utilizados: o *salário-produto,* que resulta da divisão do salário monetário pelo índice dos preços pagos aos produtores agrícolas em São Paulo; e o *salário deflacionado,* que é o quociente entre o salário monetário e o índice global de preços.[2] O salário-produto é um conceito de custo e relaciona-se com

2 O índice global de preços é igual ao deflator implícito do PIB para 1965/77. Para os demais anos, por não se dispor da série pertinente, utilizou-se o índice geral de preços da FGV (Coluna 2, de *Conjuntura Econômica*) como aproximação ao deflator implícito.

Gráfico 1

ÍNDICES DE SALÁRIOS DIÁRIOS DE TRABALHADORES RURAIS RESIDENTES EM SÃO PAULO



a demanda de mão-de-obra por parte da agricultura capitalista. Quando comparado com a produtividade física da mão-de-obra no setor rural, mostra a parcela da produção agrícola que cabe aos trabalhadores. O salário deflacionado é um conceito de poder aquisitivo. Indica o poder de compra do salário rural sobre a cesta de bens que fazem parte do PIB do País.

Até 1963, o salário rural era uma taxa de mercado livre, devendo refletir o valor alternativo do tempo de trabalho na agricultura familiar, pelo menos em São Paulo. Em 1963, o Governo Federal introduziu o Estatuto do Trabalhador Rural e começou a fazer cumprir a legislação sobre o salário mínimo no setor rural. Isso pode ter

criado uma separação entre o salário mínimo pago no setor rural capitalista e o valor do tempo de trabalho na pequena agricultura, mas não podemos fazer julgamentos definitivos.

Consideremos a série de salário-produto: ignorando as flutuações de curto prazo, o período de 30 anos pode ser dividido em duas partes: 1948/66 e 1967/78. Dentro de cada um desses períodos o salário rural é razoavelmente constante em termos do preço da produção agrícola, mas no último período é quase 30% mais alto do que o primeiro.[3] O gráfico sugere a hipótese de que o aumento do salário-produto entre 1963/64 e 1967/68 esteve ligado mais à mudança na legislação trabalhista do que à interação das forças de mercado no setor rural.

Pode haver alguma dúvida de que o Estatuto tenha de fato contribuído para aumentar o salário rural. Em primeiro lugar, com a nova legislação impondo o pagamento de salários mínimos, mas permitindo a dedução do equivalente a casa, luz, lenha e alimentos fornecidos, os produtores agrícolas podem ter passado a se referir aos salários pagos acrescentando a estes os valores dos itens fornecidos aos trabalhadores. Além disso, como observa o autor da série de salários utilizada no Gráfico 1, "sendo o salário mínimo uma obrigação legal, o empresário, quando entrevistado em pesquisas dessa natureza, forçosamente declara que efetua o pagamento dos salários de acordo com a lei".[4]

Cabem, no entanto, as seguintes ressalvas: em primeiro lugar, a série de salários dos diaristas não residentes, no Gráfico 2, indica ganhos salariais ainda mais substanciais do que para os trabalha-

3 A equação de regressão relevante é:

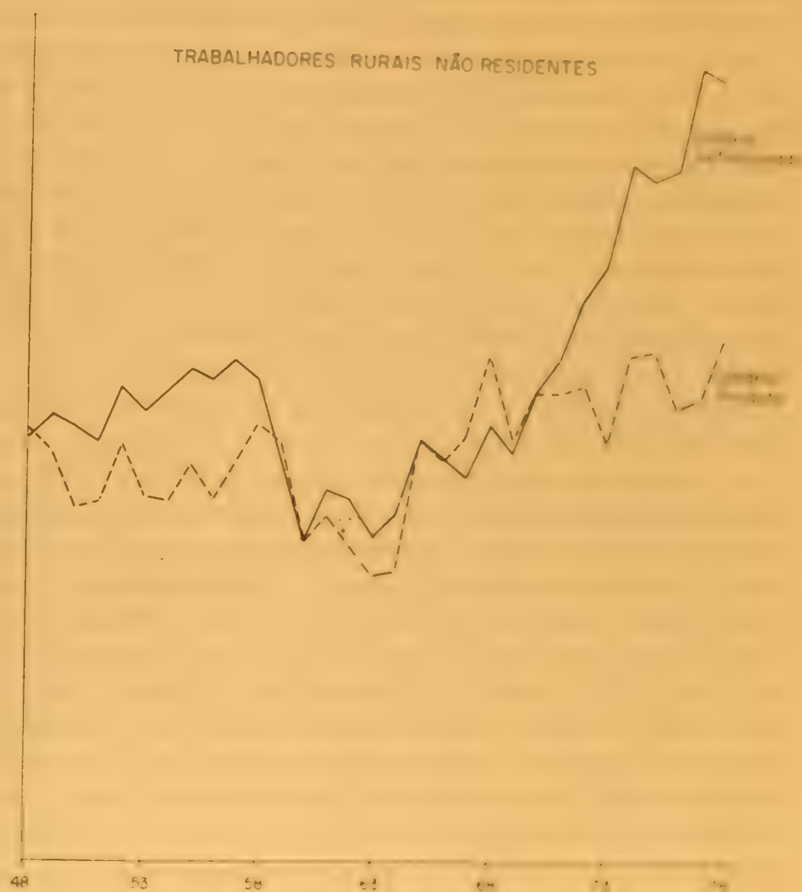
$$u = 76{,}0 + 22{,}2\ DUM$$
$$\quad (1{,}7) \qquad (2{,}7)$$
$$R^2 = 0{,}70; \quad d = 1{,}33; \quad Se = 7{,}38$$

onde u é o índice de salário-produto e DUM é uma variável falsa igual a zero em 1948/66 e igual a 1 em 1967/78. Os números entre parênteses são os erros-padrão de estimativa dos coeficientes de regressão. O valor da estatística de Durbin-Watson é baixo, indicando que faltam variáveis explicativas na equação, mas em termos gerais o teste estatístico apóia a descrição do texto.

4 P. V. Sendin, "Elaboração de um Índice de Salários Rurais para o Estado de São Paulo", *in Agricultura em São Paulo,* vol. 19, n.º 2 (1972), p. 181.

Gráfico 2

ÍNDICES DE SALÁRIOS DIÁRIOS DOS TRABALHADORES RURAIS NÃO RESIDENTES EM SÃO PAULO



dores residentes, e os salários dos não residentes incluem uma parcela mínima de ganhos em espécie; em segundo, a partir de 1968 a pesquisa de salários do IEA deixou de ser "objetiva" (com questionários aplicados ao empregador agrícola), passando a ser "subjetiva" (com respostas dadas pelos próprios agrônomos do Instituto

situados nas diversas sub-regiões agrícolas). Os agrônomos não têm por que falsificar a informação submetida ao Instituto e, no entanto, não se observa uma queda do salário rural após 1967. Finalmente, é possível que o impacto do Estatuto sobre os salários rurais se tenha dado menos em função do salário mínimo do que através da criação de um aparato legal de apoio às reivindicações trabalhistas dos assalariados rurais. Para evitar a ação dos "advogadozinhos do interior", os proprietários rurais se viram diante da contingência de ter que pagar salários mais altos do que o valor alternativo da mão-de-obra na pequena propriedade agrícola. A perspectiva do desemprego na forma capitalista de produção torna-se, assim, mais custosa para o trabalhador assalariado (que em conseqüência deixa de pressionar por seus "direitos" através da recém-estabelecida Justiça do Trabalho), ou seja, a elevação dos salários rurais reais (com uma possível queda do emprego) é a forma pela qual o mercado de trabalho assalariado se ajusta ao aumento de poder de barganha do trabalhador em conseqüência da implementação do Estatuto do Trabalhador Rural.

A constância do salário-produto a partir de 1967 é particularmente impressionante, pois outras análises (por exemplo, os "Prognósticos" anuais do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo) só têm dado atenção ao comportamento dos salários deflacionados. Estes aumentaram em mais de 50% durante a última década. Note-se no Gráfico 1 que a tendência geral do salário deflacionado é descendente até 1963, quando se atinge um limite mínimo a partir do qual o salário se eleva dramaticamente até 1977/78. O comportamento dessa série após 1963 pode ser explicado em duas etapas. De 1963 a 1967, o aumento salarial parece ter sido devido à acomodação da agricultura de São Paulo à nova legislação trabalhista. Após 1968, foi o aumento espetacular nas relações de troca da agricultura que causou a expansão dos salários rurais. A alteração nas relações de troca pode ser visualizada nas Tabelas 3 e 4 e no Gráfico 4. O aumento nos preços relativos da agricultura a partir de 1968 foi comandado do exterior, mas os índices de custo dos alimentos no Rio de Janeiro e em São Paulo, apresentados no Apêndice 2, também indicam um melhoramento considerável na posição relativa da agricultura de consumo interno durante esse período.

É importante enfatizar que o aumento nos salários agrícolas deflacionados a partir de meados da década de 60 se deveu à alteração das relações de troca. Não implicou um aumento do poder aquisitivo do assalariado rural sobre seu próprio produto. O aumento do salário, assim, pode ser temporário, a menos que as condições do mercado mundial sejam de molde a estabelecer um nível permanentemente mais alto para os preços agrícolas no Brasil.

O aumento a longo prazo observado nos salários rurais não parece estar ligado à tendência ascendente da produtividade da mão-de-obra na agricultura de São Paulo. Não existem séries anuais, mas os censos agrícolas do IBGE estimam que a força de trabalho agrícola de São Paulo em 1950, 1960, 1970 e 1975 era composta de 1,5, 1,7, 1,4 e 1,5 milhão de pessoas, respectivamente. (O Instituto de Economia Agrícola de São Paulo diverge quanto a esta última estimativa e, num documento inédito, sugere que a força de trabalho rural em 1975 era composta de 1,8 milhão de pessoas; este número inclui trabalhadores residentes e diaristas.) Também se dispõe de um índice do valor real da produção rural de São Paulo, elaborado pelo Instituto de Economia Agrícola.[5] Supondo que o número de horas trabalhadas por homem empregado seja constante, podemos calcular um índice de produtividade da mão-de-obra rural em São Paulo para os anos dos censos. A Tabela 1 apresenta esse índice, juntamente com o índice de salário-produto para os anos relevantes.

O salário rural aumentou apenas 2,5% entre 1950 e 1960, apesar de a produtividade da mão-de-obra ter-se elevado em 26% no mesmo período. Entre 1960 e 1970, os salários subiram quase tanto quanto a produtividade, mas anteriormente vimos que o aumento salarial foi um fenômeno ligado à introdução da legislação trabalhista no setor rural. Em contrapartida, a produtividade da mão-de-obra deve ter aumentado muito mais uniformemente durante o período. Entre 1970 e 1975, o salário aumentou 5%, enquanto a produtividade ou permaneceu constante (segundo a estimativa do IBGE referente à força de trabalho) ou elevou-se em 15% (de

5 As séries de produção do IEA em preços correntes incluem 21 produtos, os mesmos que constam das séries de preços da Tabela 3. O índice de produção real resulta da divisão das séries de valor da produção pelas séries de índice de preços.

acordo com a estimativa do IEA).[6] O quadro é muito incerto para permitir qualquer conclusão definitiva para esse último período.

Em resumo, um fenômeno institucional, o Estatuto do Trabalhador Rural, parece explicar a subida repentina na série de salário-produto. Não fosse por isso, poder-se-ia levantar a hipótese de que os salários rurais teriam continuado constantes ao nível de produtividade da agricultura familiar no País.

Permanece uma dúvida: como pode o salário subir quando os preços agrícolas aumentam e, ao mesmo tempo, continuar constante quando a produtividade se eleva? Se a oferta de mão-de-obra fosse fixa, isso realmente estaria em contradição com a teoria da demanda de mão-de-obra. Contudo, a prevalência no Brasil de modos de emprego pré-capitalistas garante uma oferta ilimitada de mão-de-obra à agricultura capitalista. Nesse contexto, um aumento dos preços agrícolas aumenta o salário rural porque aumenta também o valor do tempo de trabalho na pequena agricultura. Mas a mudança técnica que aumenta a produtividade da mão-de-obra na agricultura capitalista mantém o salário rural constante se não afetar o nível de produtividade da agricultura familiar. O progresso técnico também pode não aumentar o emprego rural capitalista se este for limitado por considerações ligadas não à produtividade marginal do trabalho, mas por restrições de demanda no mercado de produtos, como alguns economistas brasileiros acreditam ser o caso.[7] Portanto, conclui-se que as forças do mercado podem não operar no sentido de transferir os benefícios da modernização agrícola para os trabalhadores rurais, a não ser que alcance igualmente o pequeno produtor agrícola.

Os resultados empíricos são amplamente apoiados pelo comportamento das séries de salários dos trabalhadores rurais não residentes em São Paulo (ver Gráfico 2). A principal diferença é que os traba-

[6] Deve-se notar que 1975 foi o ano em que o salário-produto atingiu seu valor máximo. Uma média de três anos centrada em 1975 produz um salário médio ligeiramente mais baixo do que o que prevalecia em 1970.

[7] Ruy Miller Paiva, "Modernização e Dualismo Tecnológico na Agricultura", *in Pesquisa e Planejamento,* vol. 1, n.º 2 (dezembro de 1971), pp. 171-234, e "Modernização e Dualismo Tecnológico na Agricultura: Uma Reformulação", *in Pesquisa e Planejamento Econômico,* vol. 5, n.º 1 (junho de 1975), pp. 117-162.

lhadores temporários, devido à sua menor mobilidade, ganharam relativamente mais do que os trabalhadores permanentes com o aumento dos preços agrícolas a partir de 1968. Um padrão salarial semelhante ao do trabalhador permanente é revelado pelo comportamento dos salários dos tratoristas na agricultura de São Paulo (Tabela 2).

3 — Salários urbanos

Enquanto os salários rurais, em termos de produto, seguiram um padrão temporal simples, o salário urbano da mão-de-obra não qualificada se comportou de modo bem mais complexo no período em questão. O Gráfico 3 apresenta as tendências dos salários medianos no setor industrial da cidade do Rio de Janeiro de 1952 a 1973.[8] Foram utilizados dois conceitos de salário. Os salários-produto resultam da divisão dos salários monetários pelo índice de preços por atacado da FGV para produtos industriais. Os salários reais são iguais ao quociente entre salários monetários e um índice do custo da alimentação no Rio de Janeiro.[9]

Apesar de algumas armadilhas estatísticas, que são discutidas no Apêndice 1, a série de salários medianos parece ser um índice mais adequado dos salários urbanos da mão-de-obra não-qualificada do que o salário mínimo ou o salário médio na indústria.

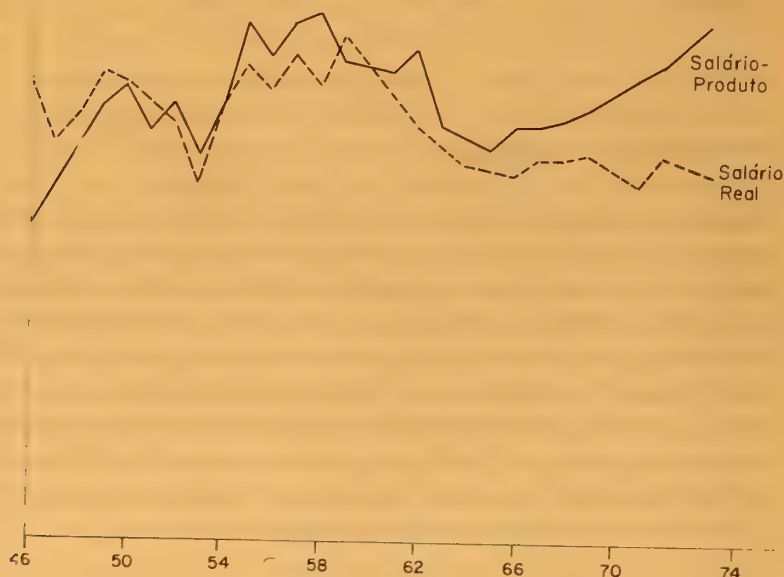
Em outro trabalho, argumentamos que o comportamento do salário mediano na indústria do antigo Estado da Guanabara poderia ser explicado pelas tendências do salário mínimo oficial, o PIB

8 Foram utilizadas três fontes diferentes para elaborar essa série salarial para o período de 22 anos (para detalhes estatísticos ver o Apêndice 1). Por falta de dados não pudemos utilizar [illegible] a mão-de-obra não qualificada na indústria de São Paulo. Salários medianos para o setor industrial do Rio de Janeiro não estão disponíveis após 1973. Os salários no Gráfico 3 não incluem o 13.º salário, em vigor a partir de 1962.

9 Para o período 1952-66 os custos de [illegible] foram [illegible] da FGV do custo de vida no Rio de Janeiro. Os valores para 1967-73 são nossas próprias estimativas, apresentadas no Apêndice 2.

Gráfico 3

ÍNDICES DE SALÁRIOS MEDIANOS MENSAIS NO SETOR INDUSTRIAL DO RIO DE JANEIRO



per capita e o índice da FGV do custo de vida do Rio de Janeiro.[10] A elasticidade do salário mediano com relação ao salário mínimo foi estimada em 0,5, enquanto as elasticidades com relação ao nível de preços e às *proxies* de produtividade foram calculadas em 0,3 e 0,2, respectivamente. Esses resultados confirmam que o salário mínimo era importante para a determinação do salário urbano da mão-de-obra não-qualificada e indicam, também, a presença de um deslizamento salarial *(wage drift)* no período em consideração, impedindo que os salários de mercado caíssem tanto quanto o salário mínimo durante a década de 60. Assim, o salário mínimo

[10] Edmar L. Bacha e L. Taylor, "Brazilian Income Distribution in the 1960's: 'Facts', Model Results and the Controversy", *in The Journal of Development Studies*, vol. 14, n.º 3 (abril de 1978), pp. 271-297.

superestima em alguma medida os efeitos do arrocho salarial após 1964 sobre os rendimentos dos trabalhadores urbanos não-qualificados.

Em dois outros trabalhos argumentamos que os salários urbanos médios constituem um índice fraco do nível salarial da mão-de-obra não-qualificada.[11] Em "Emprego e Salários na Indústria de Transformação, 1949-1969" mostramos que os salários industriais médios, em termos de produto, aumentaram 95,7% entre 1949 e 1969, enquanto que os salários médios dos operários elevaram-se em 66,3%, no mesmo período. Em "Hierarquia e Remuneração Gerencial" a análise de uma amostra de grandes indústrias no Centro-Sul revelou que os salários reais dos trabalhadores não-qualificados diminuíram 8% entre 1966 e 1972, enquanto que, no mesmo período, os salários dos trabalhadores qualificados subiram 20%, e, os dos dirigentes, 52%.

A tendência contínua no sentido da concentração da distribuição da renda no setor urbano do Brasil, que surge do exame desses e de outros dados,[12] impede a utilização do salário médio como uma aproximação ao nível salarial dos trabalhadores urbanos não-qualificados no Brasil no período após a II Guerra Mundial.

O quadro que emerge do comportamento a longo prazo do salário mediano parece razoavelmente compatível com as predições do modelo de Lewis. No período 1946-73, o salário real flutuou ciclicamente, com uma tendência descendente entre as décadas de 50 e 60. Quando, entretanto, se considera o 13.º salário, introduzido em dezembro de 1962, a diferença média nos níveis salariais entre as décadas de 50 e 60 diminui, e a longo prazo o salário urbano em termos de preços dos alimentos mostra-se relativamente constante.[13]

[11] Milton da Mata e Edmar L. Bacha, "Emprego e Salários na Indústria de Transformação, 1949-1969", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 2 (junho de 1973), pp. 303-340, e Edmar L. Bacha, "Hierarquia e Remuneração Gerencial", in *Estudos Econômicos*, vol. 4, n.º 1 (1974), pp. 143-176, ambos reproduzidos em *Os Mitos de uma Década* (Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1976), pp. 67-74 e 107-134, respectivamente.

[12] Para referências, ver Edmar L. Bacha e L. Taylor, *op. cit.*

[13] Os resultados de regressão são os seguintes: quando os salários reais são medidos excluindo-se o 13.º salário, temos:

$$v = 101{,}2 - 10{,}2\ SHIFT$$
$$(17{,}2) \qquad (2{,}7)$$
$$R^2 = 0{,}38; \quad d = 1{,}35; \quad Se = 6{,}6$$

Esse resultado esteve condicionado pela interação da luta política urbana com a evolução das relações de troca da agricultura. Com a introdução da legislação sobre salário mínimo em janeiro de 1952, a política populista, juntamente com uma queda nos preços relativos da agricultura, conseguiu aumentar tanto o salário-produto quanto o salário real até 1958/59. Seguiu-se um período de inflação acelerada e elevação das relações de troca na agricultura. Em termos de produto, os salários atingiram um valor máximo em 1962 (quando se considera o 13.º salário que começou a ser pago em dezembro desse ano), mas em termos reais o salário seguiu um curso descendente contínuo a partir de 1959.

A espiral ascendente de preços e salários só parou em 1964, após a instituição de um governo sob o qual os sindicatos foram afastados do cenário político e a legislação do salário mínimo se tornou inoperante. A inflação, então, foi controlada e o salário real continuou a baixar até 1966, após o que se manteve constante até o final do período.[14]

A continuação da queda do salário real e a manutenção de seu valor a um nível relativamente baixo ocorreram num contexto político autoritário. A conclusão parece ser que a constância a longo prazo do salário urbano foi resultado de um ciclo político, e não conseqüência de ajustamentos no mercado de trabalho do tipo con-

onde v é o índice dos salários medianos reais (1969/71 = 100) e *SHIFT* é uma variável falsa igual a zero em 1946/61 e igual a 1 em 1962/73. A estimativa do coeficiente da variável *SHIFT* diminui em valor e se torna estatisticamente não-significativa quando o 13.º salário é adicionado ao salário mensal:

$$v^* = 101,2 - 2,55\ SHIFT$$
$$(17,5) \qquad (2,78)$$
$$R^2 = 0,04; \quad d = 1,34; \quad Se = 6,78$$

onde v^* é o índice dos salários medianos reais, incluindo o 13.º salário a partir de 1962.

[14] O comportamento do salário urbano da mão-de-obra não-qualificada após 1973 pode ser obtido de uma série salarial para a indústria de construção, publicada pelo IBGE. Segundo essa série, o salário real subiu lentamente a partir de 1973, mas sem atingir, até 1977, o valor observado em 1969 (para detalhes, ver o Apêndice 2). Acrescentando essa evidência ao Gráfico 3, pode-se dizer que o salário urbano básico permaneceu praticamente constante em termos reais a partir de 1966.

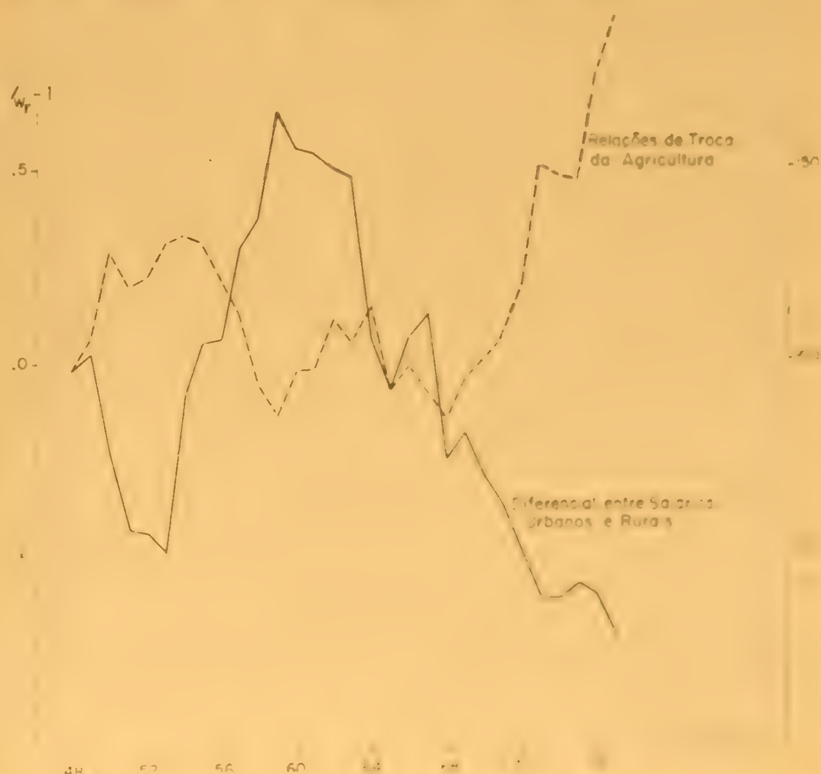
siderado na literatura do modelo dual de crescimento. Na seção seguinte discorremos mais sobre esses temas, considerando, em primeiro lugar, a evolução da razão entre salários urbanos e rurais.

4 — Relação entre salários urbanos e rurais

O Gráfico 4 apresenta uma estimativa aproximada da evolução do diferencial entre salários urbanos e rurais no Sul do Brasil durante

Gráfico 4

DIFERENCIAL ENTRE SALÁRIOS URBANOS E RURAIS E RELAÇÕES DE TROCA DA AGRICULTURA



o período após a II Guerra Mundial. O salário rural é o equivalente a 30 dias do salário do trabalhador diarista residente, apresentado no Gráfico 1, enquanto que o salário urbano é composto de duas partes. Para o período 1948/73, os dados foram derivados do salário mediano na indústria do antigo Estado da Guanabara na Tabela 5 (aplicando-se um processo geométrico de interpolação para centralizar as observações referentes a 1965/73 em junho de cada ano). O salário médio por hora dos pedreiros na indústria de construção no Brasil (apresentado no Apêndice 2) foi em seguida encadeado a essa série de salário mediano para completar a informação para o período 1974/77.

Se o diferencial entre salários urbanos e rurais em condições de equilíbrio for 30%, como sugere Lewis,[15] de acordo com o Gráfico 4 esse equilíbrio só começou a prevalecer no Brasil muito recentemente. No final da década de 40, o diferencial entre salários urbanos e rurais era aproximadamente de 100%. Diminuiu para 50% no início da década seguinte e então aumentou para 150% no final da década de 50 e início da de 60. Daí em diante, caiu regularmente através das décadas de 60 e 70, até atingir 28% em 1977.

O Gráfico 4 indica também que as relações de troca da agricultura estão intimamente associadas ao diferencial de salários. A relação entre essas duas variáveis está representada de modo mais claro no Gráfico 5. Três períodos podem ser identificados: 1948/62, 1963/68 e 1969/77. A sensibilidade da razão salarial às relações de troca é mais forte durante o primeiro período. A relação inexiste entre 1963 e 1968, mas reaparece no período 1969/77, sendo a razão salarial muito menos sensível às relações de troca do que antes.

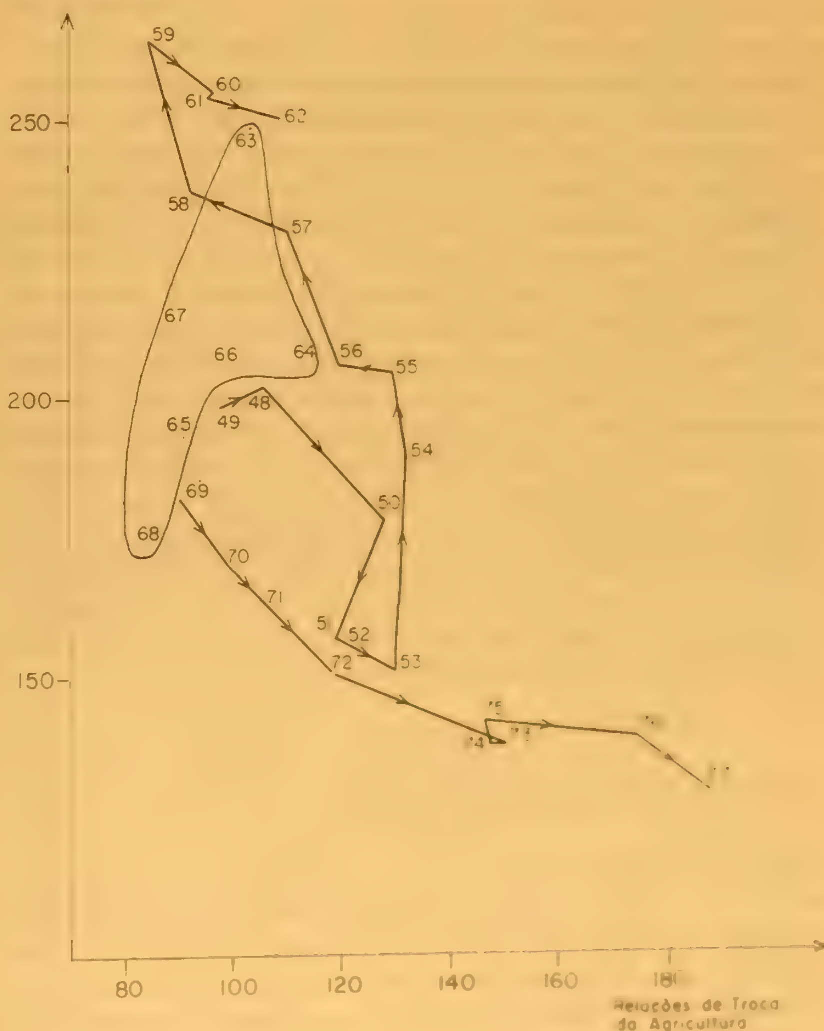
Quase não há dúvida de que fenômenos institucionais foram responsáveis pelo declínio observado no diferencial entre salários urbanos e rurais em 1963/68, período durante o qual as relações de troca da agricultura seguiram uma tendência descendente. Por um lado, a política trabalhista adotada após 1964 comprimiu o salário mínimo urbano. Por outro, o salário rural aumentou devido à extensão da legislação trabalhista ao setor rural a partir de 1963.

15 W. Arthur Lewis, *op. cit.*

Gráfico 5

RAZÃO SALARIAL E RELAÇÕES DE TROCA 1948/77

Razão entre
Salários Urbanos
e Rurais



O efeito conjunto dessas políticas levou a uma redução substancial do diferencial entre salários urbanos e rurais.

A relação negativa entre as relações de troca da agricultura e a razão entre salários urbanos e rurais para os outros dois períodos no gráfico pode ser explicada se aceitarmos que a parcela salarial no setor urbano é fixada institucionalmente pelas condições predominantes da barganha social entre trabalhadores e capitalistas, sob a égide do Estado. O salário monetário no setor rural é determinado pelo valor da produtividade média da mão-de-obra na pequena agricultura. Um aumento na razão entre os preços dos produtos rurais e urbanos deve levar, então, a um declínio na razão entre salários urbanos e rurais. Mas, se isso é correto, qual a explicação para o declínio acentuado entre 1948/62 e 1969/77 da sensibilidade da razão salarial com respeito às relações de troca setoriais? Três hipóteses podem ser levantadas.

A primeira enfatizaria os fenômenos institucionais, negando validade causal à relação apresentada no Gráfico 5. De acordo com essa visão, o diferencial de salários aumentou na década de 50 porque o Governo era populista e os sindicatos urbanos eram relativamente fortes. E diminuiu nas décadas de 60 e 70 porque o Governo era autoritário e os sindicatos eram fracos. As mudanças nas relações de troca foram incidentais a essas modificações políticas, e sua relação com o diferencial de salários foi obra do acaso.

Essa hipótese afirma que o nível e a taxa de crescimento da razão entre salários urbanos e rurais é uma função de fatores políticos. Se estes forem representados por variáveis falsas, um possível teste econométrico da hipótese é fornecido por:

$$\underset{}{ln\ w} = \underset{(0,13)}{4,11} + \underset{(0,0142)}{0,0639t} + \underset{(0,81)}{2,85\ D} - \underset{(0,034)}{0,183\ D.t}$$

$$R^2 = 0,82; \quad d = 0,73; \quad Se = 0,24$$

onde *ln w* é o log natural do índice da razão entre salários urbanos e rurais, *t* é o tempo e *D* uma variável falsa igual a zero em 1948/62 e igual a 1 em 1969/77 (as observações para 1963/68 foram excluídas da equação pelos motivos expostos anteriormente). Os números entre parênteses são os erros-padrão de estimativa dos coeficientes de regressão.

A taxa de variação da razão de salários se comporta como previsto pela hipótese institucional: é positiva e igual a 6,1% ao ano no primeiro período e negativa e igual a 11,9% ao ano no segundo. Entretanto, o baixo valor da estatística de Durbin-Watson denota a existência de correlação serial nos resíduos e, portanto, a falta de variáveis explicativas adicionais na equação de regressão. A política pode explicar alguns mas não todos os movimentos salariais observados.

Uma segunda hipótese, apesar de aceitar o efeito das relações de troca sobre a razão salarial, argumentaria que falta uma variável no gráfico: a taxa de crescimento da produtividade da mão-de-obra no setor urbano. No primeiro período (1948-62), o fator de produtividade tendia a ampliar a diferença salarial, e as relações de troca operaram no mesmo sentido. Como consequência, o efeito do último fator foi ampliado pela exclusão da variável de produtividade. Por outro lado, na década de 70 as relações de troca agrícolas tendiam a reduzir o diferencial de salários, enquanto o fator de produtividade operava no sentido oposto. Assim, a exclusão da variável de produtividade é responsável por uma subestimação dos efeitos das relações de troca sobre o diferencial de salários durante a década de 70.

Supondo que a produtividade da mão-de-obra urbana seja uma função exponencial do tempo, a segunda hipótese pode ser representada econometricamente pela equação:

$$\ln w = 13{,}1 - 1{,}80 \ln P - 0{,}047t$$
$$(1{,}6) \qquad (0{,}35) \qquad\qquad (0{,}0072)$$
$$R^2 = 0{,}70; \quad d = 0{,}81; \quad Se = 0{,}302$$

onde P representa as relações de troca da agricultura e os outros símbolos são os mesmos da hipótese anterior.

Contrariamente à hipótese, o coeficiente da *proxy* de produtividade é negativo: com o passar do tempo, a razão entre salários urbanos e rurais diminui, em vez de aumentar como havia sido previsto.

O sinal do coeficiente da variável tempo mais o fato de que o salário urbano era mais alto do que o salário rural no início do

período indicam a existência de um mecanismo de ajustamento, que tende a reduzir o diferencial de salários.

Uma terceira hipótese considera a existência desse mecanismo de ajustamento e tenta explicar a redução na sensibilidade da razão salarial às relações de troca em termos de taxas mais rápidas de mobilidade intersetorial da mão-de-obra. Um indicador desse fenômeno seria a expansão da mão-de-obra volante na agricultura, isto é, pessoas que trabalham indiferentemente nos setores rural e urbano, dependendo das oportunidades de emprego alternativas. Isso seria uma conseqüência da penetração de relações de produção puramente capitalistas no setor rural, provocando uma tendência no sentido de uma homogeneização da taxa de salário, independentemente do setor de atividade econômica.

As implicações econométricas dessa hipótese são que a razão entre salários urbanos e rurais no tempo t depende negativamente das relações de troca agrícola, positivamente do crescimento da produtividade (relativa) da mão-de-obra urbana e negativamente da razão salarial no tempo $t-1$.[16] A mão-de-obra migrará tanto mais rapida-

[16] Escrevemos a razão salarial como uma função negativa das relações de troca e como uma função positiva das produtividades relativas de mão-de-obra:

$$w = AP^{a} Q^{b} L^{-b} \qquad a < 0, \qquad b > 0$$

onde Q é a razão entre a produção urbana e a rural e L é a razão entre o emprego urbano e rural. Medimos a migração como a razão entre L e L_{-1} e supomos que ela seja uma função do diferencial entre a razão salarial no tempo $t\text{-}1$ e a razão salarial em condições de equilíbrio, w^*:

$$L/L_{-1} = B \ (w_{-1}/w^*)^{c}, \qquad c > 0$$

Seja:

$$K = AB^{-b} \ w^{*bc}$$

e suponhamos (por falta de dados sobre Q e L_{-1}) que:

$$(Q/L_{-1})^{b} = e^{ht}, \qquad h > 0$$

Então, substituindo a equação para L na fórmula de w e simplificando, obtemos uma expressão que pode ser estimada:

$$w = KP^{a} \ e^{ht} \ w_{-1}^{-bc}$$

Uma mobilidade maior de mão-de-obra pode ser especificada como um aumento no valor de c, aumentando, assim, tanto o valor do termo constante, K, quanto o valor absoluto do coeficiente de w_{-1}.

mente das ocupações rurais para as urbanas quanto maior for a razão salarial no tempo $t-1$, e isso tenderá a reduzir a razão salarial no tempo t. Se a hipótese for correta, o coeficiente da razão salarial defasada aumentaria em termos absolutos entre 1948/62 e 1969/77 (o mesmo aconteceria ao termo constante, como está demonstrado na nota 16).

A equação estimada é:

$$\underset{(2,00)}{ln\ w = 9{,}62} + \underset{(2,29)}{0{,}11\ D} - \underset{(0,253)}{0{,}388\ ln\ P} + \underset{(0,0059)}{0{,}027\ t} - \underset{(0,518)}{0{,}502\ ln\ w_{-1}} - \underset{(0,437)}{0{,}151\ D\ ln\ w_{-1}}$$

$$R^2 = 0{,}92; \quad d = 1{,}14; \quad Se\ 0{,}077$$

onde w_{-1} é o valor defasado da razão salarial.

Todos os sinais são como previstos, embora os erros-padrão sejam bem grandes.[17] Ademais, o teste de Durbin para autocorrelação dos resíduos na presença do valor defasado da variável dependente entre os regressores indica a existência de correlação serial nos resíduos.

Assim, nossos testes econométricos preliminares não são suficientes para distinguir entre as hipóteses alternativas que foram destacadas. Contudo, apontam para a importância dos preços relativos ao lado das variáveis políticas e emprestam algum crédito à terceira hipótese, segundo a qual a crescente mobilidade da mão-de-obra tende a diminuir o efeito das relações de troca sobre a razão entre salários urbanos e rurais.

5 — Conclusões

Nossos resultados experimentais levam a uma conclusão sombria: apesar do aumento espetacular no PIB *per capita* do Brasil após a II Guerra Mundial, em termos de alimentos os salários urbanos medianos hoje não são maiores e provavelmente são mais baixos do

17 Numa comparação com a equação anterior, é particularmente interessante a inversão do sinal do coeficiente da variável tempo. Essa mudança justifica a expectativa teórica sobre o sinal desse coeficiente.

que há 30 anos. Como um grupo funcional, em termos das necessidades mais básicas, parece que os trabalhadores urbanos não-qualificados não se beneficiaram de modo algum do fato de a renda *per capita* do País ter mais do que triplicado no período sob consideração.

O assalariado agrícola no Sul ganhou com a extensão da legislação trabalhista ao setor rural a partir de 1963. Com exceção desse melhoramento, e apesar de aumentos significativos na produtividade do setor agrícola, o salário rural em termos do produto agrícola permaneceu relativamente constante durante esses 30 anos.

Pode-se indagar se isso não foi uma conseqüência necessária da condição de excesso de mão-de-obra que predominou no início do período após a II Guerra Mundial. A resposta parece ser negativa, por dois motivos independentes.

Primeiro, um programa de reforma agrária que permitisse a modernização agrícola sob um sistema de agricultura familiar teria forçado um aumento do salário da mão-de-obra não-qualificada tanto na agricultura capitalista quanto nas ocupações urbanas. Segundo,

TABELA 1

São Paulo: produtividade da mão-de-obra agrícola e salários rurais em anos selecionados — 1950/75

(1970 = 100)

Anos	Índice de Produtividade da Mão-de-Obra	Índice do Salário-Produto
1950	58,2	75,5
1960	73,4	77,4
1970	100	100
1975	101 (115)	105

FONTES: IBGE; Instituto de Economia Agrícola de São Paulo (dados inéditos); e Tabela 2.

NOTA: O índice de produtividade da mão-de-obra está de acordo com as estimativas do IBGE para a força de trabalho agrícola (censos agrícolas). O número entre parênteses foi obtido utilizando-se a estimativa do Instituto de Economia Agrícola para a força de trabalho em 1975.

aparentemente para a maior parte do período em questão, a mobilidade intersetorial da mão-de-obra não foi suficientemente forte para vincular o salário urbano aos rendimentos rurais. À parte as relações de troca, o valor do salário urbano parece ter dependido mais da força política do proletariado urbano do que de qualquer outra coisa.

Nossos resultados indicam que uma atitude fatalista em relação à situação de excesso de mão-de-obra é imprópria. A política do Governo — particularmente a legislação sobre salário mínimo — é um determinante importante dos aumentos salariais dos trabalhadores não-qualificados. A eficácia dessa legislação seria intensificada se fosse acompanhada de medidas políticas destinadas a aumentar a produtividade da pequena propriedade agrícola, o que poderia ser alcançado através de um programa avançado de reforma agrária.

Apêndice 1 — Dados estatísticos

Este apêndice consiste em cinco tabelas que contêm os dados discutidos no trabalho.

A Tabela 2 apresenta as séries para os salários rurais em São Paulo. Os dados para 1948/70 foram tirados do trabalho de Sendin,[18] que em 1968/69 aplicou um questionário a cerca de 20 fazendas em São Paulo que mantinham registros contábeis a partir de 1948. Começando em 1962, Sendin agregou a essa informação dados dos "Prognósticos" anuais do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo para a safra agrícola. A partir de 1968, os dados anuais sobre salário foram obtidos tirando-se a média das informações sobre salários para março e novembro de cada ano, coletadas pelos agentes locais do IEA e publicadas nos "Prognósticos" anuais. Evidentemente, a informação para o último período é a mais fidedigna.

A deflação dos dados de salários foi feita utilizando-se as duas séries de preços da Tabela 3. A série de preços recebidos pelos

[18] P. V. Sendin, *op. cit.*, pp. 167/190.

Tabela 2

São Paulo: salários rurais — 1948/78

Trabalhadores Diaristas Residentes			Trabalhadores Diaristas Não-Residentes			Tratoristas Residentes		
Salário Monetário[a]	Salário Deflacionado[b]	Salário-Produto[c]	Salário Monetário[a]	Salário Deflacionado[b]	Salário-Produto[c]	Salário Monetário[a]	Salário Deflacionado[b]	Salário-Produto[c]
0,016	80,2	77,9	0,020	88,7	91,2	0,020	84,3	82,0
0,018	84,3	77,3	0,022	93,7	85,9	0,022	86,7	79,5
0,022	92,8	75,5	0,024	92,2	75,0	0,025	88,7	72,1
0,027	97,6	83,5	0,027	88,8	76,0	0,029	88,3	75,5
0,031	100	87,9	0,034	100	87,8	0,035	95,3	83,5
0,033	93,0	75,3	0,037	94,9	76,8	0,038	90,1	72,9
0,039	84,4	64,8	0,049	99,0	76,1	0,042	78,4	60,3
0,047	89,6	72,0	0,060	104	83,5	0,52	83,4	67,0
0,055	87,7	73,3	0,063	91,8	76,7	0,063	84,4	70,5
0,063	87,9	77,8	0,076	86,4	85,4	0,071	82,9	73,4
0,070	86,1	87,2	0,082	91,8	92,9	0,078	81,0	82,1
0,087	77,5	82,8	0,103	83,5	89,2	0,100	75,2	80,4
0,114	79,0	77,4	0,110	69,4	67,9	0,138	80,4	78,7
0,148	74,8	70,7	0,171	78,7	74,4	0,174	74,0	70,0
0,223	74,3	64,5	0,254	77,1	66,9	0,261	73,1	63,4
0,362	69,0	60,7	0,398	69,0	60,7	0,427	68,5	60,3
0,764	76,4	63,9	0,814	73,8	61,8	0,904	75,9	63,5
1,37	87,3	88,1	1,55	89,5	90,4	2,08	111	112
1,78	81,0	80,7	2,07	85,7	85,3	2,45	93,9	93,5
2,49	83,0	98,0	2,54	81,8	91,1	2,89	86,0	95,7
3,29	91,0	106	3,70	93,2	108	3,63	84,5	98,3
3,97	91,3	94,1	4,16	87,0	89,8	4,76	92,1	95,0
5,14	100	100	5,65	100	100	6,11	100	100
6,45	107	100	7,04	107	100	7,80	109	102
8,38	118	101	9,36	120	102	9,16	109	92,6
11,35	133	93,6	11,90	127	89,4	12,55	123	86,9
15,85	141	103	18,25	148	108	16,77	126	91,9
20,65	139	105	23,75	145	109	22,97	130	97,9
27,85	133	86,7	34,05	147	96,5	30,89	124	81,0
45,20	151	93,4	52,50	159	98,7	47,73	124	83,0
52,40	136	97,6	66,10	156	112,1	59,78	130	93,7

FONTES: P. V. Sendin, *op. cit.*; e Instituto de Economia Agrícola de São Paulo, *Prognóstico*, 1978 e 1979.

[a] Em Cr$ por dia.

[b] Salários monetários/índice global de preços, sendo 1970 = 100.

[c] Salários monetários/preços recebidos pelos agricultores de São Paulo, sendo 1970 = 100.

Tabela 3

Brasil e São Paulo: índices de preços selecionados — 1948-78

(1970 = 100)

Anos	Índice Geral de Preços Vinculado ao Deflator Implícito do PIB (1)	Preços Recebidos pelos Agricultores de São Paulo (2)	Índice da Relação de Preços da Agricultura (100 x (2) / (1))
1948	0,388	0,399	103
1949	0,415	0,453	109
1950	0,461	0,567	123
1951	0,538	0,629	117
1952	0,601	0,686	114
1953	0,690	0,853	124
1954	0,876	1,14	130
1955	1,02	1,27	125
1956	1,22	1,46	120
1957	1,40	1,58	113
1958	1,58	1,56	98,7
1959	2,18	2,04	93,6
1960	2,81	2,87	102,1
1961	3,85	4,07	105,7
1962	5,84	6,73	115,2
1963	10,2	11,6	113,7
1964	13,5	23,3	119,5
1965	30,6	30,3	99,0
1966	42,7	42,9	100
1967	55,0	49,4	89,8
1968	70,3	60,4	85,9
1969	84,6	82,0	96,9
1970	100	100	100
1971	117	125	107
1972	138	162	117
1973	166	236	142
1974	218	298	137
1975	290	384	132
1976	409	625	153
1977	584	941	161
Abril de 1978	750	1 044	139

FONTES: FGV, *Conjuntura Econômica*; P. V. Sendin, *op. cit.*; IEA, *op. cit.*

agricultores de São Paulo é um índice publicado em *Conjuntura Econômica,* mas coletado pelo IEA. Trata-se de um índice de Laspeyres para os 21 produtos mais importantes da agricultura de São Paulo. Ao menos para o período mais recente, as ponderações para esse índice foram derivadas das quantidades médias produzidas em 1962/66. O índice global de preços é uma combinação do índice geral de preços da FGV (coluna 2, de *Conjuntura Econômica*) para 1948/64 e abril de 1978, com o deflator de preços do PIB para o período 1965/77. Evitou-se o uso do índice geral de preços da FGV durante a década de 70 porque sua elaboração envolve a computação do custo de vida no Rio de Janeiro, do índice de preços por atacado e do índice dos custos de construção no Rio de Janeiro e suspeita-se que nenhum deles reflita a verdadeira evolução dos preços nesse período.[19]

A Tabela 4 apresenta as estimativas para as relações de troca agrícolas. No numerador encontra-se a série de preços recebidos pelos agricultores de São Paulo, da Tabela 3. No denominador, o índice de preços por atacado da FGV para o setor industrial (coluna 18, de *Conjuntura Econômica*). Este último índice provavelmente também subestima a evolução dos preços industriais no País, como assinalou Bonelli,[20] mas infelizmente não dispomos de outras séries.

A Tabela 5 contém estimativas dos salários medianos mensais no setor industrial do antigo Estado da Guanabara (Cidade do Rio de Janeiro). As médias anuais para 1949/56 foram obtidas de *Conjuntura Econômica,* vol. 12, n.º 1 (janeiro de 1958). Trata-se de um índice salarial calculado pelo antigo Centro de Estudos Sociais da FGV, baseado numa amostra de 177 estabelecimentos industriais. As estimativas para abril de 1957 até abril de 1963 encontram-se nos *Anuários Estatísticos do Brasil,* do IBGE, e se referem ao salário mediano em estabelecimentos com cinco ou mais empregados no antigo Estado da Guanabara. Bacha, da Mata e Mo-

19 Para um exame desse problema, ver Instituto dos Economistas do Rio de Janeiro, *Boletim* (outubro de 1978).

20 Regis Bonelli, "Mais Dificuldades na Interpretação dos Dados da Indústria", *in Pesquisa e Planejamento Econômico,* vol. 8, n.º 2 (agosto de 1978), pp. 505-524.

TABELA 4

Brasil, Centro-Sul: relações de troca da agricultura — 1948-78

(1970 = 100)

Anos	Preços por Atacado do Setor Industrial	Relações de Troca da Agricultura = Preços Recebidos pelos Agricultores de São Paulo / Preços por Atacado do Setor Industrial
1948	0,406	98,3
1949	0,425	107
1950	0,441	129
1951	0,524	120
1952	0,563	123
1953	0,651	131
1954	0,856	133
1955	0,969	131
1956	1,21	121
1957	1,41	112
1958	1,66	94,0
1959	2,38	85,7
1960	2,93	98,0
1961	4,17	97,6
1962	6,07	111
1963	11,1	105
1964	20,3	115
1965	32,8	92,4
1966	43,4	98,8
1967	54,6	90,5
1968	71,2	84,8
1969	85,6	95,8
1970	100	100
1971	117	107
1972	136	119
1973	156	151
1974	202	148
1975	262	147
1976	357	175
1977	497	189
Abril de 1978	626	167

FONTE: FGV, *Conjuntura Econômica*

TABELA 5

Cidade do Rio de Janeiro: salários medianos mensais de empregados no setor industrial — 1948/72

Datas	Salário Mediano: Cr$ por Mês (1)	Salário Mediano: Índice com 1969/71 = 100 (2)	Preços por Atacado do Setor Industrial (1970 = 100) (3)	Custos dos Alimentos no Rio de Janeiro (1970 = 100) (4)	Salário-Produto (2)/(3) (5)	Salário Real (2)/(4) (6)
1946	0,789	0,305	0,409	0,290	74,6	105
1947	0,865	0,335	0,405	0,363	82,7	92,3
1948	0,950	0,368	0,406	0,381	90,6	96,6
1949	1,09	0,422	0,425	0,400	99,3	106
1950	1,17	0,453	0,441	0,435	103	104
1951	1,27	0,491	0,524	0,491	93,7	100
1952	1,45	0,561	0,563	0,592	99,6	94,8
1953	1,49	0,576	0,631	0,697	88,5	82,6
1954	2,19	0,847	0,856	0,844	98,9	100
1955	2,89	1,12	0,969	1,05	116	107
1956	3,40	1,32	1,21	1,30	109	102
4/1957	4,27	1,65	1,42	1,51	116	109
4/1958	4,69	1,81	1,53	1,76	118	103
4/1959	6,63	2,56	2,36	2,27	108	113
4/1961	10,60	4,10	3,87	4,03	106	102
4/1962	15,49	5,99	5,41	6,30	111	95,1
4/1963	24,59	9,51	10,0	10,4	95,1	91,4
4/1965	75,05	29,0	32,0	33,3	89,5	87,1
4/1966	102,70	39,7	41,9	46,8	94,7	84,8
4/1967	131,00	50,6	53,3	57,4[a]	94,9	88,2
4/1968	169,50	65,6	68,1	67,2[a]	96,3	97,6
4/1969	208,80	80,8	82,5	81,3[a]	97,9	99,4
4/1971	308,20	119	113	128[a]	105	93,0
4/1972	365,80	141	132	158[a]	107	89,2
4/1973	453,40	175	175	207[a]	116	84,5

FONTES: Salários medianos: para 1946/56, FGV, *Conjuntura Econômica* (janeiro de 1958), para 1957/63, IBGE, *Anuário Estatístico*, para 1965/73, MT, Serviço de Estatística da Previdência do Trabalho, Lei dos 2/3; preços por atacado: FGV, *Conjuntura Econômica;* custos dos alimentos: para 1946/66, FGV, *Conjuntura Econômica*, para 1967/73, Apêndice 2.

[a]Estimativas.

denesi[21] apresentam um argumento mostrando que as duas séries anteriores são razoavelmente compatíveis entre si. As estimativas para abril de 1965 a abril de 1973 foram obtidas por interpolação linear das distribuições de salários para o setor industrial do antigo Estado da Guanabara. A informação é da Lei dos 2/3, que costumava ser publicada anualmente pelo Serviço de Estatística da Previdência do Trabalho do Ministério do Trabalho. Os dados da Lei dos 2/3 não se baseiam numa amostra fixa de empresas, portanto, a comparabilidade intertemporal é problemática. Ademais, não há como conferir o grau de compatibilização entre essa série e as duas anteriores.

O índice de preços por atacado para o setor industrial é o índice da coluna 18, de *Conjuntura Econômica*. Os custos de alimentos para o período 1949/66 foram obtidos do índice da FGV para o custo de vida no Rio de Janeiro publicado em *Conjuntura Econômica*. As estimativas para 1967/73 foram derivadas dos preços dos alimentos a varejo, coletados mensalmente no Rio de Janeiro, a partir de 1967, pelo IBGE. Foram considerados 23 produtos alimentares com ponderações derivadas da dieta de custo mínimo mais aceitável.[22] Embora as observações referentes aos salários sejam de abril de cada ano, as estimativas dos preços dos alimentos foram computadas como uma média anual. Para o encadeamento das duas séries de preços de alimentos utilizamos a razão entre as médias anuais dos dois índices em 1967.

A Tabela 6 apresenta a evolução do diferencial entre salários urbanos e rurais. O salário urbano mensal mediano foi, em parte, obtido da Tabela 5. As observações referentes ao período de abril de 1957 a abril de 1972 foram recentralizadas em junho de cada ano, através de um processo geométrico de interpolação. Obtiveram-se assim as estimativas *proxy* para as médias anuais dos salários medianos mensais. As observações para 1973/77 foram estimadas de

21 Edmar L. Bacha, Milton da Mata e Rui Lyrio Modenesi, *Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-Obra: Uma Interpretação do Problema e seu Debate*, Coleção Relatórios de Pesquisa (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, [illegible]), n.º 12.

22 Descrita em FGV, *Dietas de Custo Mínimo* (Rio de Janeiro, 1978). Para maiores detalhes, ver o Apêndice 2.

TABELA 6

Brasil, Centro-Sul: diferenciais aproximados entre os salários urbanos e rurais — 1948/77

Anos	Salário Urbano Mensal Mediano (1)	Salário de 30 Dias de um Trabalhador Rural Diarista Residente em São Paulo (2)	Diferencial entre Salários Urbanos e Rurais [(1) — (2)]/(1)
1948	0,950	0,480	97,9
1949	1,09	0,540	102
1950	1,17	0,660	77,3
1951	1,27	0,810	56,8
1952	1,45	0,930	55,9
1953	1,49	0,990	50,5
1954	2,19	1,14	92,1
1955	2,89	1,41	105
1956	3,40	1,65	106
1957	4,34	1,89	130
1958	4,97	2,10	137
1959	6,89	2,61	164
1960	8,72	3,42	155
1961	11,30	4,44	154
1962	16,70	6,69	150
1963	27,00	10,9	148
1964	47,20	22,9	106
1965	79,10	41,1	92,5
1966	110	53,4	106
1967	158	74,7	112
1968	172	98,7	74,3
1969	216	119	81,5
1970	262	154	70,1
1971	317	194	63,4
1972	379	251	51,0
1973	469[a]	341	37,5
1974	657[a]	476	38,0
1975	879[a]	620	41,8
1976	1 163[a]	836	39,1
1977	1 736[a]	1 356	28,0

FONTES: Ver o texto.
[a]Estimativas.

médias anuais dos salários por hora dos pedreiros na indústria de construção no Brasil. Esse índice encontra-se no Apêndice 2 e foi elaborado com informações publicadas em *Indústria de Construção*, do IBGE. Para o encadeamento das duas séries procedemos da seguinte maneira: primeiro, extrapolamos o salário

mensal mediano de abril de 1973 para junho de 1973, utilizando o fator de crescimento observado nessa série entre abril de 1972 e abril de 1973; então, utilizamos a razão entre o salário mediano na indústria em junho de 1973 como um multiplicador constante para unir as duas séries.

O salário rural na Tabela 6 é a mesma série apresentada na Tabela 2 multiplicada por 30 para converter o salário diário em mensal.

Apêndice 2 — Custos de alimentos, salários urbanos e rurais no Brasil — 1966/77

Este apêndice aborda dois problemas: primeiro, há uma tentativa de medir o verdadeiro comportamento dos custos dos alimentos no Rio de Janeiro e em São Paulo durante a década de 70, em comparação com o quadro destorcido apresentado pelos índices "oficiais" de preços dessas duas cidades; segundo, índices salariais nacionais foram elaborados para o período, tanto para o setor urbano quanto para o setor rural, para verificar a extensão do processo de unificação salarial dos trabalhadores não-qualificados no País.

A.2.1 — Custos de alimentos

Os índices de custos dos alimentos nas cidades do Rio de Janeiro e São Paulo foram derivados dos preços no varejo dos itens de alimentos coletados mensalmente pelo IBGE nessas e em outras capitais estaduais a partir de 1967. O preço mensal de cada item é estimado pelo IBGE com base em cerca de 15 informações de preços em cada cidade. No que se segue, só consideramos as médias anuais desses preços mensais.

As ponderações de cada item foram estimadas com base em um recente estudo da FGV sobre dietas de custo mínimo.[23] A dieta sel

23 FGV, *Dietas de Custo. . ., op. cit*

cionada (denominada pela letra H no estuc
itens de alimentos que satisfazem não só certas
mínimas, mas também 29 restrições associada
rências dos consumidores brasileiros. Essas
tipos: a) quantidades fixas para produtos e
máximo à participação de certos gêneros alin
cionalmente ricos, mas pobres em sabor; e c
de produtos específicos que fazem parte da di

Devido a considerações estatísticas, efetua
rações na dieta H da FGV para que ela pudc
mente com o levantamento de preços de alin
elaborar os índices de custos de alimentos:

a) vinagre, pimenta e couve foram suprim
preços não foram investigados pelo IBGE; ess
raram os resultados, pois a participação desse
menos de 4% da dieta original;

b) por falta de informações, substituiu-se
ginal por uma quantidade equivalente em
segunda, supusemos também que o preço do f
o da carne de primeira, e que o preço da sardin
como o do peixe fresco; e

c) finalmente, a ponderação do café na d
para 3%, pois os aumentos substanciais no
durante a década de 70 estavam aumentando
alimentos de maneira anormal; 3% é a ponde

Tabela 7

…osição da dieta H da FGV e da dieta modificada

Produtos	Ponderação na Dieta H da FGV	Ponderação na Dieta Modificada
	0,1326 7	0,1474 8
	0,0645 9	0,0718 0
…igo	0,0144 8	0,0160 9
	0,0192 9	0,0213 9
…andioca	0,0464 2	0,0516 0
	0,0312 2	0,0347 0
	0,0412 8	0,0458 8
…nho	0,0291 9	0,0324 4
	0,0288 1	—
	0,0130 3	0,0144 8
	0,0181 2	0,0201 2
	0,0137 9	0,0153 1
	0,0680 8	—
	—	0,0756 7
	0,0398 3	—
	—	0,0312 9
	0,0792 5	0,0880 9
	0,0355 7	0,0395 4
	0,0320 0	0,0355 6
…a	0,0130 3	—
	—	0,0144 8
	0,0630 8	0,0701 2
	0,0778 6	0,0293 0
	0,0155 1	0,0172 3
	0,0030 4	—
	[illegible]	[illegible]

TABELA 8

Brasil: índices alternativos de custos de al

Anos	Rio de Janeiro	
	FGV	Dieta
1967	[illegible]	[illegible]
1968	64,6	67,2
1969	79,7	81,6
1970	100,0	100,0
1971	122,0	128,0
1972	144,0	158,0
1973	165,0	207,0
1974	225,0	276,0
1975	283,0	363,0
1976	403,0	524,0
1977	587,0	715,0

FONTE: *Conjuntura Econômica*; e texto.

Esses resultados tendem a confirmar o senti
País, de que os índices de preços no Rio de J
foram manipulados durante o início da déca
baixas as taxas de inflação registradas.[24] Além
apropriado utilizar os preços de alimentos des
tores para calcular o valor real dos salários

nos os salários de três grupos de trabalhadores na cons-
serventes, pedreiros e mestres-de-obras. Para obter índices
onais, os salários para essas categorias em cada Estado
rados pela participação do Estado no total de emprega-
rução civil do País.

ações foram retiradas de trabalho de Dorothea Wer-
salários monetários médios para o País como um todo
dos na Tabela 9, que também mostra o coeficiente de
ão entre a média e o desvio-padrão) das médias esta-
coeficientes são invariavelmente pequenos e não apre-
uma tendência discernível.

TABELA 9

s (μ) e coeficientes de variação (σ/μ) dos assalariados por ora na indústria de construção — 1969/77

(Em Cr$ Correntes)

Serventes		Pedreiros		Mestres-de-Obras	
μ	σ / μ	μ	σ / μ	μ	σ / μ

Tabela 10

Brasil: [illegible]

Ano	[illegible]			[illegible]			[illegible]		
	Salário Deflacionado[a]	Salário-Produto[b]	Salário Real[c]	Salário Deflacionado[a]	Salário-Produto[b]	Salário Real[c]	Salário Deflacionado[a]	Salário-Produto[b]	Salário Real[c]
1969	97,8	96,5	101	100	99,2	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1970	100	100	100	100	100	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1971	103	105	94,5	103	106	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1972	105	107	93,1	102	105	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1973	104	107	83,3	106	109	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1974	105	111	82,2	113	119	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1975	111	122	86,4	114	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1976	111	121	90,5	106	116	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]

FONTES: IBGE, [illegible]

[illegible]

[illegible]

[illegible]

Os salários deflacionados são o resultado da divisão dos salários monetários pelo deflator de preços do PIB e constituem uma medida do poder aquisitivo dos salários sobre os bens em geral, na proporção em que esses fazem parte do PIB do País. Os salários-produto são os quocientes entre os salários monetários e o custo da construção no Rio de Janeiro (uma proxy dos preços de casas e outras edificações recentemente construídas).[24] Constituem uma medida do poder de compra dos assalariados em relação ao produto que eles ajudam a produzir. Os salários reais são a razão entre os salários monetários e os preços dos alimentos (da seção anterior) e indicam quanto o salário permite que os trabalhadores adquiram da dieta alimentar básica. Os vários deflatores são apresentados na Tabela 11.

Os Gráficos 6 e 7 resumem os resultados empíricos. O primeiro apresenta a evolução dos três conceitos de salário com poder aqui-

[24] [illegible] o objetivo de reajustar os contratos do Governo com a indústria de construção. Infelizmente, esse índice só está disponível a partir de 1974.

TABELA 11

Brasil: deflatores alternativos de preços — 1966/77

Anos	Deflator de Preços do PIB	Preços Recebidos pelos Agricultores[a]	[illegible] Rio de Janeiro	[illegible] Rio de Janeiro
1966	42,7	44,2	46,8	39,0
1967	55,0	52,7	57,4	55,1
1968	70,3	61,9	67,3	72,7
1969	84,6	77,9	81,6	85,7
1970	100,0	100,0	100,0	100,0
1971	117,0	127,0	128,0	115,0
1972	138,0	158,0	158,0	135,0
1973	166,0	221,0	207,0	161,0
1974	218,0	314,0	276,0	208,0
1975	290,0	391,0	363,0	280,0
1976	411,0	588,0	524,0	376,0
1977	592,0	879,0	715,0	557,0

FONTES: FGV, *Conjuntura Econômica*; e texto.

[a] Coluna 274.

[b] Índice da FGV dos preços de alimentos no Rio de Janeiro.

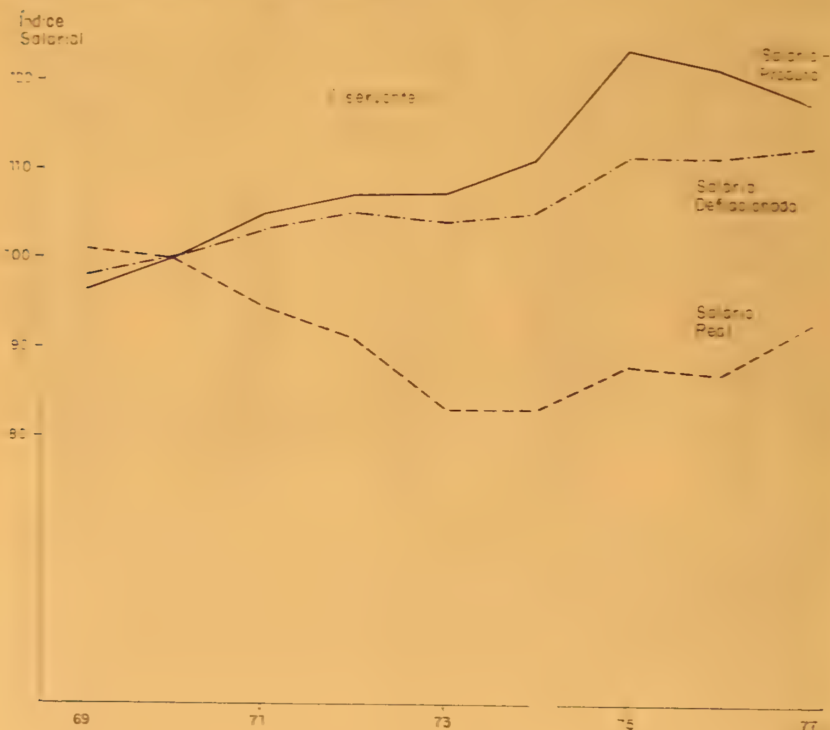
[c] Coluna 17 (evitou-se o uso da coluna 274 para não ser afetado pela variação de ponderações, que afeta enormemente o índice).

sitivo constante para a categoria dos serventes na construção civil. O segundo compara o comportamento da razão entre os salários dos pedreiros e mestres-de-obras com os salários dos serventes.

Tanto em termos do preço do produto quanto em termos do deflator de preços do PIB, os salários dos serventes aumentaram significativamente durante a década de 70. Por exemplo, o salário deflacionado é 15% maior em 1977 do que em 1969. Contudo, quando medidos em relação aos custos dos alimentos os ganhos salariais desaparecem. Houve uma queda considerável nos salários reais de 1969 a 1973, seguida de uma recuperação até 1977. No final do período, o salário real era 8% mais baixo do que em 1969. O comportamento contrastante dos diversos conceitos de salário é explicado pelo aumento acentuado nos preços relativos dos produtos agrícolas a partir de 1968.

Gráfico 6

BRASIL: TENDÊNCIAS DOS SALÁRIOS DOS SERVENTES NA CONSTRUÇÃO CIVIL – 1969/77



O Gráfico 7 mostra que os salários dos pedreiros seguiram o mesmo caminho dos salários dos serventes, e que os mestres-de-obras obtiveram os maiores reajustes salariais no período. Em 1977, os rendimentos dos mestres correspondiam a 4,3 vezes o salário dos serventes, em comparação com 3,6 em 1976.

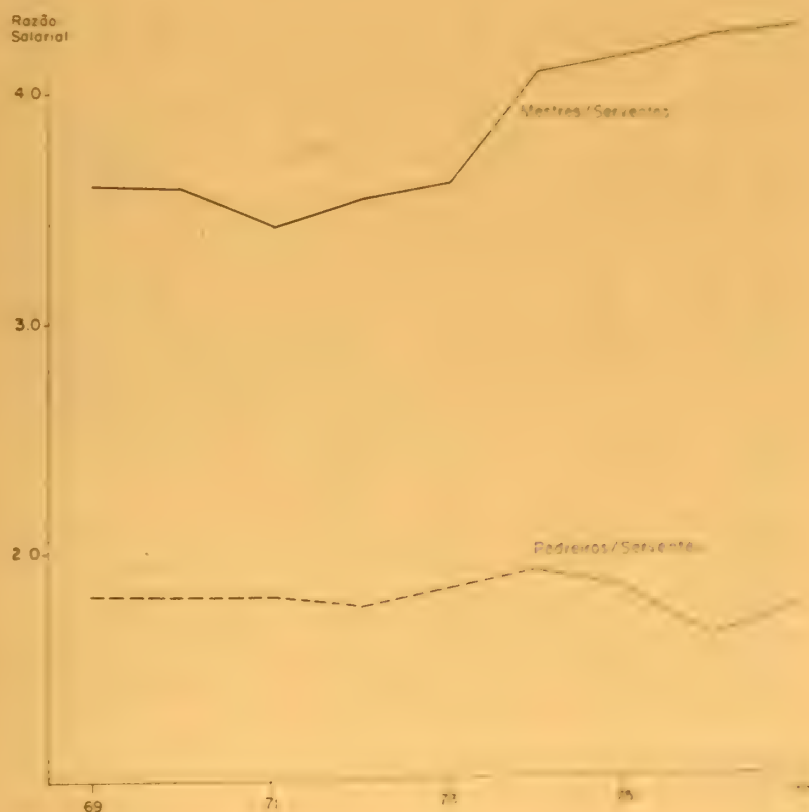
A.2.3 — Salários rurais

Desde 1966, a FGV vem realizando um levantamento semestral dos preços e salários rurais, inicialmente em 16 Estados e atualmente cobrindo praticamente todos os Estados da Federação. Neste trabalho,

consideramos as informações sobre salários de trabalhadores diaristas, trabalhadores permanentes, tratoristas e administradores agrícolas referentes a 16 Estados, em junho de cada ano, durante o período 1966/77. Não incluímos os Estados de São Paulo e os do Norte do País. (Ao tempo da realização desta pesquisa, as informações sobre salários em São Paulo estavam disponíveis no Instituto de Economia Agrícola, mas não numa forma que pudesse ser imediatamente conjugada com as informações dos levantamentos da FGV.)

Gráfico 7

BRASIL: RAZÕES SALARIAIS NA CONSTRUÇÃO CIVIL — 1969/77



As ponderações de emprego para os índices de salários rurais foram retiradas de *Conjuntura Econômica*, 1971. A Tabela 12 reúne as informações sobre médias e coeficientes de variação dos salários nominais dos quatro grupos de trabalhadores de 1966 a 1977. Ao menos no caso dos trabalhadores diaristas, parece haver uma tendência definida no sentido de uma dispersão salarial decrescente entre os Estados da Federação.

A Tabela 13 apresenta a evolução dos salários deflacionados, dos salários-produto e dos salários reais para cada grupo de trabalhadores.[27] Os conceitos são semelhantes aos da seção anterior, com

TABELA 12

Brasil, 16 Estados: salários rurais, médias e coeficientes de variação — 1966/77 (em junho de cada ano)

Anos	Diaristas (Cr$/Dia)		Trabalhadores Permanentes (Cr$/Mês)		Tratoristas (Cr$/Mês)		Administradores Agrícolas (Cr$/Mês)	
	μ	σ/μ	μ	σ/μ	μ	σ/μ	μ	σ/μ
1966	1,53	0,092	46,0	0,041	85,2	0,041	83,2	0,118
1967	2,03	0,056	61,8	0,046	105,0	0,034	109,0	0,102
1968	2,51	0,054	73,6	0,043	132,0	0,043	123,0	0,085
1969	2,95	0,059	84,8	0,046	152,0	0,026	146,0	0,074
1970	3,44	0,061	98,9	0,045	177,0	0,022	186,0	0,069
1971	4,44	0,062	129,0	0,053	226,0	0,023	225,0	0,070
1972	5,36	0,061	155,0	0,055	281,0	0,019	272,0	0,072
1973	6,93	0,059	201,0	0,055	346,0	0,021	345,0	0,076
1974	12,0	0,046	303,0	0,041	478,0	0,028	529,0	0,078
1975	16,8	0,049	406,0	0,044	687,0	0,027	829,0	0,094
1976	22,7	0,049	551,0	0,045	909,0	0,032	1 084,0	0,086
1977	32,9	0,042	816,0	0,046	1 398,0	0,026	1 544,0	0,077

FONTE: FGV, *Conjuntura Econômica*.

27 Deve-se notar que os salários nominais são referentes a junho de cada ano, enquanto os índices de preços são médias anuais.

Tabela 13

Brasil, 16 Estados: índices de salários rurais de poder aquisitivo constante — 1966/77

(1970 = 100)

Anos	Diaristas			Trabalhadores Permanentes			Tratoristas			Administradores Agrícolas		
	Salário Deflacionado[a]	Salário-Produto[b]	Salário Real[c]	Salário Deflacionado[a]	Salário-Produto[b]	Salário Real[c]	Salário Deflacionado[a]	Salário-Produto[b]	Salário Real[c]	Salário Deflacionado[a]	Salário-Produto[b]	Salário Real[c]
1966	104	101	95,2	109	105	100	113	109	103	105	101	95,5
1967	107	112	103	114	119	109	108	113	104	106	111	102
1968	104	118	109	106	120	111	106	120	111	93,6	107	[illegible]
1969	102	110	105	101	110	105	102	111	106	92,8	101	96,2
1970	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
1971	110	102	101	112	103	102	109	101	128	103	95,3	94,5
1972	113	98,7	99,7	114	99,4	99,4	115	101	101	106	92,4	92,4
1973	122	91,4	97,6	122	91,9	98,1	118	88,2	94,2	112	83,7	89,4
1974	160	111	126	140	97,5	111	124	86,0	97,8	130	90,4	103
1975	169	125	135	142	105	113	134	99,2	107	154	113	123
1976	161	112	126	136	94,7	106	125	87,2	97,9	142	99,0	111
1977	161	109	134	139	94,0	116	133	89,8	110	140	88,2	109

FONTE: FGV, *Conjuntura Econômica*.
[a]Salário monetário/deflator implícito do PIB
[b]Salário monetário/preços recebidos pelos agricultores
[c]Salário monetário/custo da alimentação no Rio de Janeiro

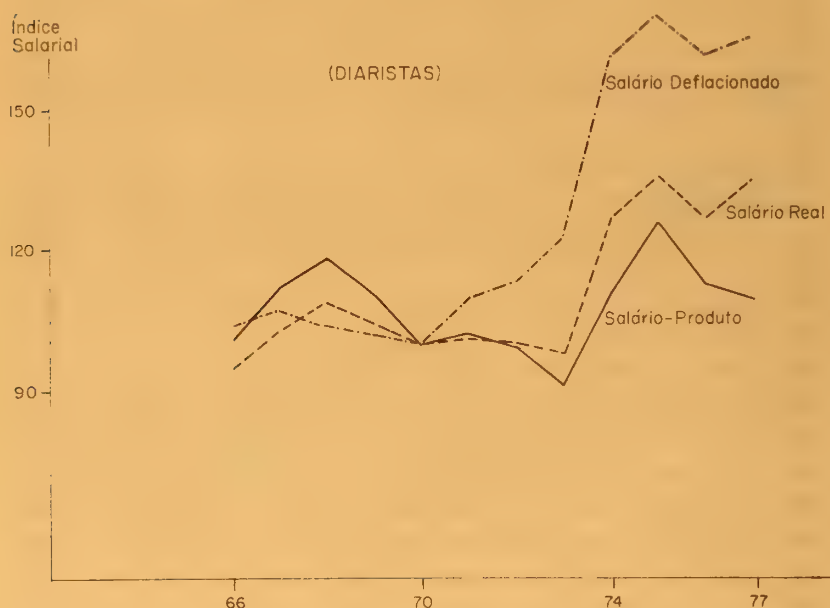
exceção do salário-produto, que é o quociente entre o salário monetário e o índice de preços recebidos pelos agricultores.

As tendências dos salários dos trabalhadores diaristas e permanentes estão representadas nos Gráficos 8 e 9. O Gráfico 10 compara a evolução dos rendimentos dos diversos grupos de trabalhadores com os salários dos trabalhadores rurais diaristas.

Em termos de preços dos bens em geral, o comportamento dos salários rurais no período é bem marcante. Os salários deflacionados

Gráfico 8

BRASIL: TENDÊNCIAS DOS SALÁRIOS DOS DIARISTAS RURAIS-1966/77



baixaram moderadamente até 1970, mas subiram exponencialmente até 1975, quando os trabalhadores residentes atingiram um nível salarial aproximadamente 40% mais alto do que no final da década de 60. Para os trabalhadores diaristas, o nível é ainda mais alto: 60% acima do índice do final da década de 60.

A expansão espetacular das relações de troca da agricultura no período foi responsável por esses resultados quanto aos salários rurais. Em termos de produto agrícola, os salários dos trabalhadores permanentes de fato baixaram, enquanto que os rendimentos dos trabalhadores diaristas aumentaram apenas moderadamente entre o final da década de 60 e meados da de 70.

Os preços das lavouras de exportação aumentaram mais do que os dos produtos alimentares para o mercado interno. Conseqüente-

mente, em relação aos custos urbanos dos alimentos, entre 1966 e 1977 os salários rurais aumentaram mais 15% no caso dos trabalhadores residentes e cerca de 40% no caso dos diaristas.

Como mostra o Gráfico 10, a posição relativa dos trabalhadores diaristas melhorou consideravelmente. Em 1966, precisavam de 30 dias de trabalho para receberem o equivalente ao pagamento mensal dos trabalhadores rurais permanentes. No final do período, bastavam-lhes 24-25 dias. O melhoramento é mais impressionante quando medido em relação aos salários dos serventes na construção civil. Em 1969 os assalariados rurais, com a remuneração diária que recebiam, precisavam trabalhar 46 dias para atingir o salário mensal dos serventes na construção, em comparação com apenas 32 dias em 1977. A posição dos rendimentos dos trabalhadores diaristas também é mais satisfatória hoje do que anteriormente, quando comparada com os tratoristas e administradores agrícolas.

Gráfico 9

BRASIL: TENDÊNCIAS DOS SALÁRIOS DOS TRABALHADORES RURAIS PERMANENTES-1966/77

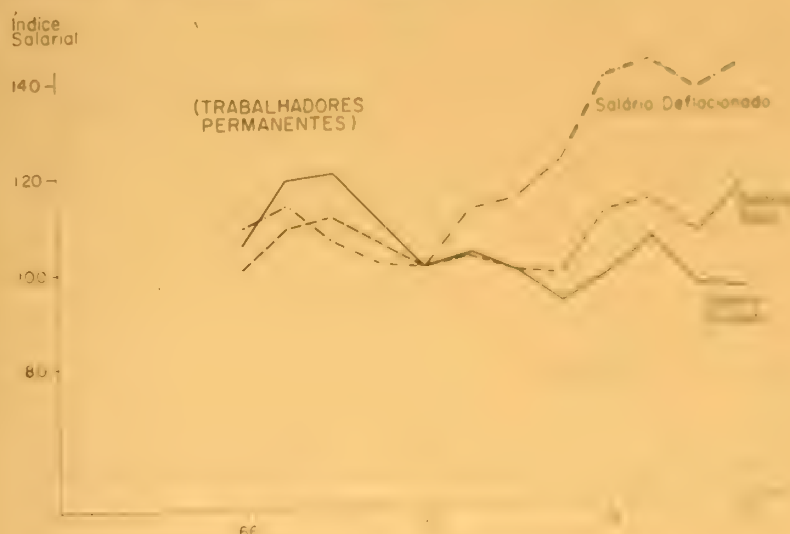
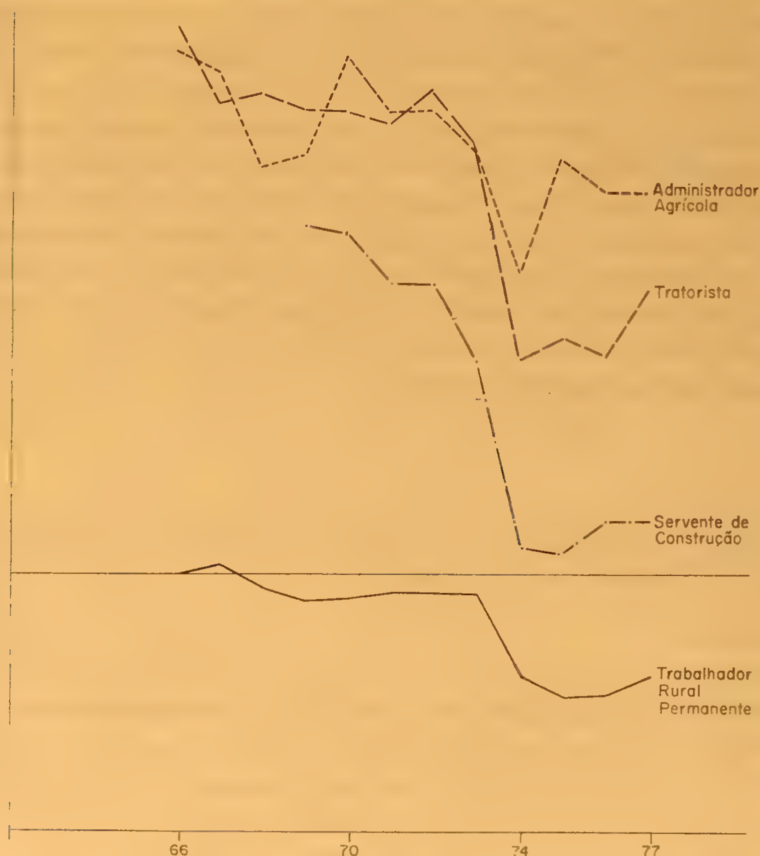


Gráfico 10

NÚMERO DE DIAS QUE UM DIARISTA RURAL PRECISA TRABALHAR PARA ALCANÇAR OS SALÁRIOS MENSAIS DE OUTROS GRUPOS DE TRABALHADORES - 1966/77



A.2.4 — Conclusões

O comportamento dos salários dos trabalhadores não-qualificados na última década foi fortemente afetado pela tendência ascendente das relações de troca da agricultura. O poder aquisitivo dos trabalhadores rurais definitivamente melhorou como uma conseqüência dos

aumentos nos preços, enquanto o padrão de vida dos trabalhadores urbanos não-qualificados provavelmente piorou, mesmo quando conseguiram se apropriar de uma parcela maior de seu próprio produto. A razão entre salários urbanos e rurais declinou substancialmente, e hoje provavelmente não é maior do que o necessário para compensar a diferença de custo de vida entre cidade e campo. O que acontecerá com os salários rurais se os preços relativos da agricultura voltarem aos seus níveis de meados da década de 60 é uma questão importante, mas as informações reunidas neste trabalho não fornecem uma resposta.

Salário mínimo e taxa de salários no Brasil *

Paulo Renato Souza **
Paulo Eduardo Baltar **

1 — Introdução

A análise do que seja a *taxa de salários* de uma economia é fundamental para entender-se não apenas alguns aspectos dos movimentos do processo de acumulação de capital, como também as variações que se produzem ao longo deste processo nos parâmetros da distribuição da renda. Não é por acaso que os estudos sobre a evolução do emprego e da distribuição da renda devem necessariamente enfrentar o problema de medir a evolução do "salário real" de uma economia. No caso da economia brasileira esses estudos, na sua grande maioria, têm-se limitado à análise do salário industrial. Se todas as informações disponíveis sobre o que seria o salário real da indústria fossem compatíveis ou ao menos coerentes entre si, grande parte da polêmica sobre o desempenho da economia e seus efeitos sobre o "bem-estar" da população teria pelo menos um [illegible] mais objetivo.

Até há algum tempo estavam um tanto fora de moda as análises que sustentam o crescimento apreciável do salário real da indústria ao longo das últimas décadas.[1] Recentemente, entretanto, o [illegible]

* Os autores agradecem pelas críticas e observações de Maria da Conceição Tavares, Victor Tokman, Luiz Gonzaga Belluzzo, bem como do Corpo Editorial desta revista.

** Do Departamento de Economia e Planejamento Econômico da UNICAMP

1 J. Ramos, "An Heterodoxical Interpretation of the Employment Problem in Latin America", *in World Development*, vol. 2 n.º 7 (julho de 1974), pp. 47-58, e R. Webb, "Some Characteristics of Urban Labour Market Structure and Movement and on Urban Poverty in Latin America" (apresentado no Seminario de Discusión sobre el Sector Informal Urbano, [illegible] PREALC, junho de 1977).

Ministro Mário Henrique Simonsen, em pronunciamento no Senado Federal, deu nova atualidade a tais interpretações ao sintetizar algumas conclusões de um trabalho de um economista do IPEA.[2] Estes trabalhos baseiam-se em salários médios industriais, esquecendo-se do aumento no grau de dispersão dos mesmos.

Deixando de lado estas interpretações, é inegável que boa parte dos analistas do mercado de trabalho no Brasil defende posições que se distinguem das anteriores somente no grau em que teria ocorrido este aumento no salário real. Assim, tem-se procurado argumentar que a evolução do salário mínimo (negativa desde o início dos anos 60 e mais claramente depois de 1964) não representa a evolução do salário-base na economia, porque a proporção de pessoas que recebem menos que este valor, ou pouco acima, tem diminuído ao longo do tempo. Assim, a evolução dos salários industriais, ainda que não tão favorável como o sugerem as cifras de salários médios, teria tido um melhor comportamento do que supõem os argumentos mais críticos a respeito do desempenho da economia em seus aspectos sociais. Por outro lado, como uma solução intermediária, tem sido proposto o salário mediano como um indicador alternativo para medir o fenômeno em questão.

Este trabalho trata de sistematizar parte dos argumentos que vêm sendo esgrimidos numa ou noutra direção, procurando mostrar como, apesar dos pesares, a taxa de salários da economia urbana capitalista no Brasil foi determinada basicamente no passado recente, pela política de reajustes no salário mínimo. Este fato, como é fácil perceber, tem implicações que superam de longe o mero problema de saber qual série estatística deveria ser adotada na análise dos salários na economia brasileira.

[2] "Os salários reais médios pagos na Indústria de Transformação caíram de 1961 a 1968, mas, com a aceleração do desenvolvimento e da procura de mão-de-obra, recuperaram-se notavelmente a partir dessa data. Em média, os salários reais efetivamente pagos pela Indústria de Transformação aumentaram de 4,5%, de 1963 a 1977". Ver M. H. Simonsen, "A Inflação Brasileira e a Atual Política Antiinflacionária", pronunciamento realizado no Senado Federal em 31 de maio de 1979 (Brasília: Secretaria de Planejamento da Presidência da República, 1979), p. 34, mimeo., e Carlos von Doellinger, "Salário e Política Salarial" (Brasília: IPEA/IPLAN, 1979), mimeo.

2 — Caracterização da taxa de salários

Antes de entrar na análise de cada uma das posições, é imprescindível precisar os termos da questão que estamos tratando. *Taxa de salário*, segundo a entendemos, é o salário-base pago à força de trabalho não-qualificada do núcleo realmente capitalista de uma economia. Trata-se, portanto, do salário que tem vigência para uma parte importante da força de trabalho industrial, inclusive a da média e grande indústria. Não nos referimos, portanto, aos salários pagos pelas "biroscas" ou pelas empresas que têm a opção de cumprir ou não a legislação trabalhista, pagando o salário legal.[3] Tampouco estamos nos referindo aos rendimentos proporcionados pelas atividades incorporadas ao chamado "setor informal". Em outras palavras, estamos tratando da remuneração ao "trabalho simples" em empresas que, por seu porte ou organização, devem necessariamente cumprir a lei, pagando ao menos o salário mínimo a seus trabalhadores não-qualificados.

A determinação da taxa de salários — na acepção mencionada — é crucial para entender o funcionamento da economia em seu conjunto por várias razões, entre as quais destacamos as a seguir.

Em primeiro lugar, a sua relação com os rendimentos auferidos por outros segmentos da mão-de-obra não-qualificada. Muitas interpretações que se pretendem "clássicas" ou "ricardianas" sustentam que a renda da pequena produção mercantil — rural ou urbana — é o que determina o salário-base da economia.[4] Na verdade, tais colocações não são mais do que variações em torno do modelo de Lewis e, entre outras coisas, supõem um alto grau de mobilidade no mercado de trabalho.

Sem negar que existam relações entre as rendas de todo o pessoal não-qualificado, nossa posição é oposta. Como explicaremos mais adiante, é o salário-base no núcleo capitalista que serve como um "farol" que orienta as remunerações auferidas pelo restante do pes-

3 R. Macedo e M. E. Garcia, "Observações sobre a Política Brasileira de Salário Mínimo" (São Paulo: FIPE/USP, 1978), mimeo.

4 Em nossa opinião tais interpretações são [illegible] neoclássico que ao clássico ou "ricardiano".

soal não-qualificado, inclusive o ocupado na pequena produção mercantil (como trabalhadores autônomos ou familiares), e não o contrário. O salário-base, a nosso ver, é determinado internamente ao núcleo capitalista, como se discute mais adiante.[5]

Em segundo lugar, a distribuição salarial depende em certa medida da própria taxa de salários. Assim, quedas nesta última tendem a possibilitar maior diferenciação salarial, que, não obstante, apresenta-se como tendência permanente no desenvolvimento do capitalismo na sua fase monopolista. Ao contrário, aumentos no piso salarial dificultam essa diferenciação.[6]

Em terceiro lugar, finalmente, a taxa e a estrutura dos salários estão vinculadas ao padrão de acumulação e à estrutura produtiva. Assim, são partes da articulação geral de toda a economia. O processo de acumulação de capital exige a adequação entre o padrão de acumulação, a estrutura produtiva, a composição da demanda, a distribuição de salários e os esquemas de financiamento necessários para a realização da produção corrente. Desta maneira, uma variação na taxa de salários não só provoca alterações na distribuição de salários, como também implica mudanças na composição da demanda. Estas, por sua vez, para serem viáveis do ponto de vista do processo de acumulação de capital, requerem alterações, seja na estru-

[5] Interpretações contrárias são definidas por Macedo e Garcia, *op. cit.*, e Edmar L. Bacha, "The Real Wage in the Southern Brazil from 1946 to 1977" (novembro de 1978), mimeo. No primeiro caso, os autores defendem explicitamente a tese de que a renda na pequena produção mercantil urbana (setor informal) é o determinante do nível do salário do pessoal não-qualificado. Bacha, por seu turno, apesar de não explicitar em nenhum momento idéia semelhante, relaciona o nível dos salários (rurais e urbanos) com os preços agrícolas pagos aos pequenos produtores. Assim, implicitamente sublinha uma certa determinação do salário-base pela renda nas organizações não tipicamente capitalistas. Entretanto, por dispormos apenas da versão preliminar desse trabalho — apresentada no seminário promovido pelo IPEA/INPES em Gramado (RS), em dezembro de 1978 — não o analisaremos em detalhe no presente texto.

(Nota do Editor: Uma versão do trabalho de Bacha, acima referido, está sendo publicada neste número da PPE na p. 585.)

[6] P. R. Souza, "Las Desigualdades de Salarios en el Mercado de Trabajo Urbano", *in Revista de la CEPAL*, n.º 5 (Santiago, primeiro semestre de 1978).

tura produtiva, seja nos esquemas de financiamento das empresas e dos consumidores.[7]

Sem pretender apresentar um tratamento detalhado sobre os determinantes da taxa de salários na economia — este ponto foi objeto de outros trabalhos[8] — é necessária uma breve referência ao marco teórico em que nos baseamos. A taxa de salários na economia capitalista é determinada endogenamente, atendendo a duas ordens de questões. Por um lado, depende do processo de acumulação de capital. Assim, uma taxa de salários que não atendesse às necessidades do processo de acumulação simplesmente não subsistiria. Uma dada taxa de salários faz parte, como mencionamos, de um dado conjunto de variáveis e processos que devem estar coerentemente relacionados para permitir a acumulação de capital. Por outro lado, a taxa de salários depende da correlação de forças sociais envolvidas na luta pela repartição do produto na economia capitalista. Esta luta pode ser explícita — caso em que os salários resultam de um processo de negociação direta — ou estar encoberta, encarregando-se o Estado de trazer à luz os seus resultados.

O importante é que esse processo de interação determina a taxa de salários na economia em um momento determinado. O resultado possível, entretanto, não é único. De fato, em um dado momento várias são as taxas de salários que são viáveis, se outros elementos desse verdadeiro sistema de equações são ajustados adequadamente para permitir a reprodução do capital. Existem, no entanto, limites dentro dos quais a taxa de salários pode variar historicamente. O superior é uma função da evolução do progresso técnico e da produtividade do trabalho; o inferior, em última instância, é dado pelo valor dos bens necessários à reprodução física da força de trabalho, como se discute em outro texto.[9] Nossa posição, portanto, não poderia estar mais afastada da idéia de uma taxa "natural" de

7 É importante observar que não estamos supondo com isso um esquema de determinação ou relação de causalidade ou precedência. Sem entrar nesta discussão, pode-se admitir que as relações entre distribuição e acumulação são, pelo menos, de interdependência e mútua determinação.

8 Ver, por exemplo, P. R. Souza, "Salário e Mão-de-Obra Excedente", apresentado no VI Encontro Nacional de Economia da ANPEC (São Paulo, 1978).

9 *Ibid.*

salários, ou da existência de limites externos à economia capitalista que lhe fixassem os parâmetros aos quais deveria ajustar-se. Ao contrário, supomos ser o capitalismo suficientemente "forte" e dominante em nossa sociedade para fixar seus próprios parâmetros!

3 — As críticas à importância do salário mínimo

Ao mesmo tempo em que as evidências empíricas foram mostrando a grande deterioração do valor real do salário mínimo a partir do começo dos anos 60 e, mais claramente, a partir de 1964, avolumaram-se análises que tratam de caracterizar a diminuição da importância desta variável como explicativa do nível de remunerações da mão-de-obra não-qualificada. Assim, podem ser encontradas afirmações como a do Ministro Delfim Netto: "De qualquer forma, os dados da PNAD também mostram que a percentagem de pessoas que ganham o salário mínimo tem decrescido aparentemente persistentemente no período" (1970/76),[10] como também outras, que desprovidas deste objetivo procuram trabalhar mais sistematicamente a informação disponível. Neste último grupo destaca-se o trabalho de Macedo e Garcia, que analisando dados censitários, das PNAD e da Relação dos 2/3, conclui que: "Em resumo, a evidência apresentada... permite concluir que: a) no conjunto da distribuição pessoal de renda (monetária) a cobertura do salário mínimo é limitada, já que uma grande parcela dos que recebem renda monetária de alguma fonte não chega a receber sequer o nível do salário mínimo estabelecido pelo Governo; b) isso se explica pela existência de rendas derivadas de outras fontes e que não estão restritas por esse mínimo legal, pela própria burla à lei, pela existência de rendimentos não-monetários e pela ocorrência de relações informais de emprego cuja própria natureza as coloca à margem das restrições legais; c) apesar de a cobertura do salário mínimo ser limitada, há indícios de que o salário mínimo vem *perdendo a importância como padrão de remuneração do mercado de trabalho urbano*. Esses índices são mais claros no Estado de São Paulo

[10] A. Delfim Netto, "As Classes Baixas Têm de Agir para Ganhar", *in Jornal do Brasil* (22 de outubro de 1978), p. 39.

do que em outras regiões (*e.g.* Minas Gerais, Espírito Santo) enquanto que no Nordeste esses indícios praticamente não existem.[11]

Não é propósito do presente trabalho discutir as conclusões (a) e (b), as quais parecem estar bem fundamentadas empiricamente. Entretanto, como já dissemos, o ponto central não é constatar que algumas categorias de trabalhadores não-qualificados passaram a ganhar mais do que o salário mínimo, mas averiguar até que ponto este é importante na determinação da estrutura de remunerações do sistema industrial, inclusive o da grande empresa. Tampouco consideraremos as evidências em relação aos demais Estados mencionados. Elas apresentam um problema metodológico básico: medem a quantidade de pessoas com rendimentos até o maior salário mínimo nacional, que não é o vigente nestas regiões. Assim, concentremo-nos no caso de São Paulo e, mais especificamente, no dos empregados com registro no Ministério do Trabalho, através das declarações das empresas referentes à Lei dos 2/3. Os autores citados concluem que: "... ocorreu uma queda generalizada da proporção de trabalhadores recebendo até 1,5 salários mínimos, ao longo do período 1968/74, no Município de São Paulo, dentro do setor formal coberto pela CLT..."[12]

Antes de entrar no mérito da afirmação, é importante assinalar um problema metodológico na comparação entre os dados de salário em um ponto qualquer do tempo e o salário mínimo vigente e que não foi — aparentemente — tomado em conta pelos autores. É sabido que a política governamental brasileira em relação aos salários vigentes, especialmente desde 1967 e pelo menos até 1978, ordenava coerentemente não só os reajustes do salário mínimo como também das diversas categorias trabalhistas, através dos coeficientes que anualmente eram aplicados aos dissídios coletivos.

Desconsiderando variações tanto nos "índices de produtividade" aplicados às fórmulas de reajustamento salarial e variações na mesma fórmula, os reajustes em cada categoria e do salário mínimo (fixados anuais no período analisado) tenderiam a refletir variações do custo de vida nos 12 meses anteriores à data de seu reajuste. Assim, ao comparar a proporção de pessoas com rendimentos iguais a um

11 R. Macedo e M. E. Garcia, *op. cit.*, p. 18 (grifos nossos).
12 *Ibid.*, p. 14.

múltiplo qualquer do salário mínimo, num p
po situado entre a data do seu último reajuste
lhista, a proporção de trabalhadores nas clas
deveria cair se a inflação estivesse desacelera
reria se a coleta se verificasse entre o reaju
salário mínimo. Ainda que não houvesse
classes de salário de uma dada categoria, e
estar", medido em "unidades de bem-estar p
rio mínimo", se mantivesse ao longo do
pessoas que num dado momento recebe at
salário mínimo pode variar pelo efeito de
ração) inflacionária e pelo tempo transcor
mentos.

No caso das cifras utilizadas pelos auto
conclusão se mantenha, tendo em vista qu
faz no mês de abril, justamente antes do r
mínimo. Entretanto, eles não esclarecem se
são médias mensais anuais, se são salários v
de cada ano e se o salário mínimo que se
vigente em abril ou constitui uma média pon
mínimos nos biênios considerados (1971-72 e
dadeza de nosso argumento, a metodologi
sar o resultado. Suponhamos, entretanto, qu
todológicos não alterem os resultados a que

O importante no momento é sublinhar

dência empírica apresentada. Entende-se que isto acon-
s condições do mercado de mão-de-obra que atuaram no
atenuar a incidência do salário mínimo fixado pelo Go-

te ponto, deve ser evidente para o leitor que a posição
é de ceticismo quanto à eficácia da utilização do salário
no política de amparo às classes de baixa renda. Ainda
s das evidências apresentadas sejam passíveis de contro-
seu conjunto elas demonstram que, nas discussões sobre
da distribuição de renda, o efeito do salário mínimo tem
timado quanto à sua capacidade de agravar ou de aliviar
da pobreza".[15]

s, pois, as seguintes hipóteses e conclusões: a) a oferta
de mão-de-obra determinam os salários no mercado de
dependentemente da política oficial; b) uma elevação
dos salários mínimos provoca um aumento do emprego
c) a renda média das atividades "informais" determina
lários das atividades "formais" ou capitalistas da econo-
nclusões (b) e (c) supõem — alternativa ou comple-
e — as seguintes hipóteses: um aumento do salário mí-
minuir o emprego nas unidades propriamente capitalistas
a, obrigando um maior número de pessoas a disputar a

Assim, em vez de supor que a taxa de salário do núcleo verdadeiramente capitalista da indústria é "fixada pelo mercado" de modo relativamente independente da política governamental, iremos supor que — levando o argumento ao extremo — esta taxa é determinada pela política de salário mínimo, que por sua vez serve como um parâmetro que orienta as remunerações, e alguns rendimentos do trabalho não-qualificado nas outras formas de organização da produção que existem na economia urbana de países atrasados. Assim, as pequenas unidades da indústria, comércio ou serviços, que empregam trabalhadores em relação de emprego precário, eventual, intermitente, ou instável, tomam como padrão de referência a taxa de salário mínimo vigente. Isto não quer dizer, entretanto, que a relação entre essas remunerações e o salário mínimo seja unívoca ou mesmo que devam situar-se sempre abaixo ou acima do mesmo. Existem outros elementos que também as influenciam e que podem atuar em direções até mesmo contraditórias. O nível de produto médio por trabalhador nestas organizações, por exemplo, é outro elemento importante a ser considerado e que depende do tamanho do mercado onde estas organizações operam e do seu volume de emprego; por outro lado, o nível absoluto do salário mínimo é também um fator a ser considerado: a sua proximidade ao nível de subsistência, *stricto sensu,* ou a maior incidência de alguns custos "fixos" do orçamento do trabalhador — como o transporte — podem impedir, na prática, uma remuneração que seja menor que o salário mínimo legal. Outros elementos poderiam ser aqui arrolados para explicar a diferença entre a remuneração na pequena produção mercantil e a taxa de salários da indústria capitalista. De modo similar, pode-se raciocinar no sentido de que muitos "trabalhadores autônomos" que vendem serviços pouco ou não-qualificados têm o salário mínimo como um padrão de referência que influencia as taxas cobradas por seus trabalhos.

Em outras palavras, estamos supondo que existe de fato alguma relação entre as rendas no "setor informal" e a taxa de salários na economia capitalista. Mas, ao contrário do que postulam os autores mencionados, é o salário no núcleo capitalista que influencia a renda informal, e não o contrário. Além disso, estamos postulando que a taxa de salários no núcleo verdadeiramente capitalista é determinada pelas necessidades da acumulação de capital e pela luta entre

trabalhadores e empresários dentro desse núcleo, o que pode ser explicitado pela política oficial de salários mínimos, como se menciona a seguir. A segunda hipótese que gostaríamos de introduzir é a de que as unidades verdadeiramente capitalistas da economia não têm a opção de pagar menos do que a taxa de salário mínimo, ao contrário das pequenas unidades econômicas, que nem sempre utilizam trabalho assalariado, ou em alguns casos das empresas muito pequenas, que têm a possibilidade de evitar a legislação trabalhista.

A partir dessas duas hipóteses, pode-se argumentar que, apesar de o salário mínimo ter continuado a ser a base das remunerações no núcleo verdadeiramente capitalista da economia e de ser o parâmetro de orientação para as rendas do restante da mão-de-obra urbana não-qualificada, as cifras de distribuição da renda podem, de fato, registrar proporções decrescentes de pessoas abaixo ou pouco acima do salário mínimo legal. Assim, nas médias e grandes empresas do Brasil a diminuição do piso salarial durante a década de 60 verificou-se junto com uma abertura no leque de remunerações.

Nas pequenas e médias empresas a remuneração dos empregados continua a ser orientada pelo salário mínimo, mas, enquanto na segunda metade da década de 50 situava-se abaixo do mesmo, passou a corresponder, a partir de meados dos anos 60, ao salário mínimo legal devido a uma série de fatores que serão discutidos mais adiante. O mesmo pode-se dizer das rendas dos trabalhadores por conta própria e dos pequenos serviços.

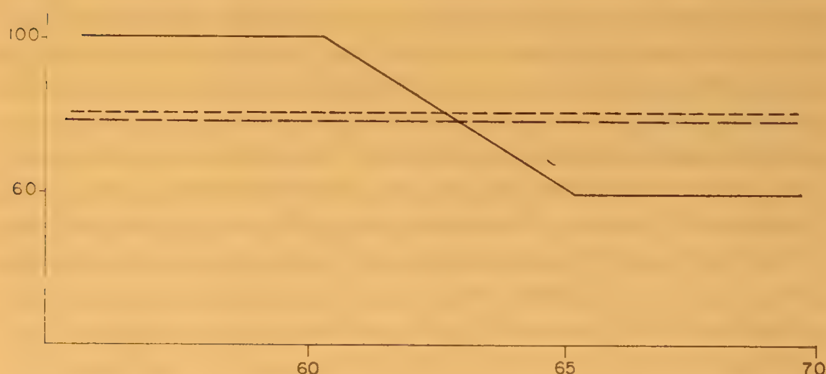
Neste quadro é perfeitamente possível que, apesar de seguir cumprindo suas funções na economia brasileira, o salário mínimo tenha perdido aparentemente sua importância na estrutura de distribuição dos rendimentos do trabalho. O Gráfico 1 permite ilustrar a diferença de posições como a de Macedo e Garcia em relação à que estamos postulando.

A Alternativa A ilustra a posição dos que sustentam a idéia de que o mercado determina o salário através da oferta e a demanda de trabalhadores e que a renda da pequena produção mercantil, em última análise, é que determina o nível em que se pode situar o salário-base. Deve ser observado que o fato de estarmos desenhando essas curvas horizontalmente não significa que estejamos interpretando que os autores que sublinham semelhante posição estejam postulando pela constância da renda real do setor informal ou da taxa

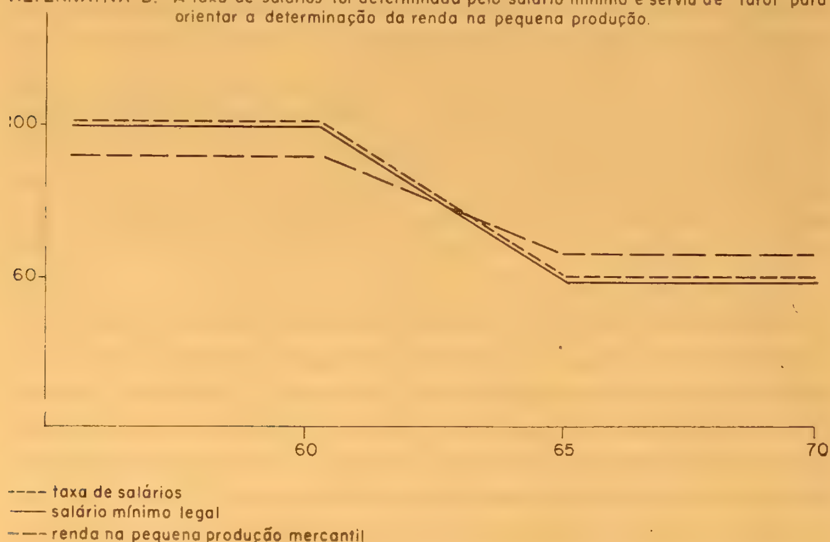
Gráfico 1

INTERPRETAÇÕES ALTERNATIVAS SOBRE A VINCULAÇÃO ENTRE RENDA DOS NÃO-QUALIFICADOS OCUPADOS NA PEQUENA PRODUÇÃO MERCANTIL, SALÁRIO MÍNIMO LEGAL E TAXA DE SALÁRIOS NO BRASIL NO PERÍODO 1955/70

ALTERNATIVA A. Taxa de salários determinada pela renda na pequena produção mercantil. Salário legal pouco importante no funcionamento do mercado de trabalho.



ALTERNATIVA B: A taxa de salários foi determinada pelo salário mínimo e serviu de "farol" para orientar a determinação da renda na pequena produção.



de salário durante este particular período histórico. De fato, poder-se-ia desenhar ambas as curvas com inclinação positiva, negativa ou variável. O importante é anotar sua independência em relação ao salário mínimo e o sentido da determinação que vai da renda mercantil para o salário-base do núcleo capitalista, e não o contrário, como nós o queremos.

Nossa posição está ilustrada na Alternativa B. É importante sublinhar o caráter circunstancial de ser o salário mínimo o determinante da taxa de salários no Brasil neste período. O essencial é que a taxa de salários, endogenamente determinada no âmbito do núcleo capitalista da economia, através – entre outras coisas – da negociação salarial (e não através das leis da oferta e da demanda), é o que influencia a determinação da renda mercantil. Entretanto, ocorre que, neste particular período histórico e, pelo menos, até o momento presente, o caráter do desenvolvimento do capitalismo no Brasil possibilitou ao Estado a função de *explicitar* (não confundir com *arbitrar*) a disputa entre as classes através de sua política de salários mínimos. É supérfluo inclusive averiguar se as reivindicações de salários mínimos constaram ou não das lutas operárias por maiores salários ou se, pelo contrário, responderam estritamente ao modelo político de cunho populista até 1964. O importante é analisar o papel efetivamente cumprido pelo Estado.

Como se observa, há duas hipóteses a serem empiricamente testadas. Como se discutirá mais adiante, existem evidências que nossa interpretação é correta no que se refere à vinculação entre salário mínimo e taxa de salários neste período histórico. A outra parte do argumento, de que o sentido de uma relação de causalidade entre renda mercantil do trabalho não-qualificado e salário-base seja do segundo para a primeira, é impossível ser testada com os dados de que dispomos. Entretanto, a posição contrária tampouco apresenta evidência empírica, baseando seu argumento numa suposta "transparência" do mercado de trabalho não-qualificado, e também numa suposta significância da elasticidade-preço da demanda de mão-de-obra. Ademais, as hipóteses teóricas desta posição supõem o arbítrio dos *indivíduos* para transitar de uma para outra esfera produtiva segundo os movimentos das remunerações aferidas pelo trabalho. Neste aspecto, nossa hipótese baseia-se muito mais no caráter dominante do capital, que determina não só suas necessidades de força

de trabalho, como também ordena os movimentos da mão-de-obra ocupada nas formas de organização não especificamente capitalistas ao destruí-las e recriá-las em seu movimento de expansão

4 — Uma pseudo-solução: a mediana dos salários como estimador dos salários industriais

Bacha vem desenvolvendo nos últimos anos um esforço no sentido de medir o que seria a evolução da taxa de salários na indústria brasileira. Sem contar um artigo anterior,[16] em outros mais recentes defende a idéia de adotar como base da evolução do salário industrial a mediana da distribuição de salários.[17]

Afirma Bacha que "na medida em que houve diminuição salarial [do salário mínimo] isso [a evidência de Macedo e outros] demonstra que o Governo não pôde controlar completamente os salários de mercado através da orientação pelo salário mínimo. Mas não se deveria passar da posição em que a elasticidade dos salários de mercado para o trabalho não-qualificado com respeito ao salário mínimo oficial é igual a um (posição aparentemente assumida pela literatura crítica) para o seu extremo oposto, no qual esta elasticidade seria igual a zero... De fato, de acordo com as regressões... [de 1952 a 1975 para os salários mínimos e medianos da indústria no Rio de Janeiro], a elasticidade do salário mediano com respeito ao salário mínimo é de aproximadamente 0,5, um coeficiente bastante razoável tendo em conta que, ao menos desde 1965, os trabalhadores ganhando até o valor do salário mínimo compreendiam menos de 40% da força de trabalho no setor manufatureiro do Rio".[18]

Numa situação em que a estrutura salarial abre-se em leque, acentuando as diferenciações, como mostram vários trabalhos, inclusive

[16] Milton da Mata e Edmar L. Bacha, "Emprego e Salários na Indústria de Transformação, 1949/1969", *in Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 3, n.º 2 (junho de 1973), pp. 303-340.

[17] Edmar L. Bacha, *op. cit.*, e Edmar L. Bacha e L. Taylor, "Brazilian Income Distribution in the 1960's: 'Facts', Model Results and the Controversy", *in Journal of Development Studies*, vol. 14, n.º 3 (abril de 1978), pp. 271-297.

[18] Edmar L. Bacha e L. Taylor, *op. cit.*, pp. 287-288.

do proprio Bacha, é lógico que a adoção de uma variável como a mediana dos salários permite uma medição menos inadequada do que seria a evolução da taxa de salários na indústria que outros indicadores, como o salário médio.

Na evolução dos salários, as variáveis independentes são a taxa de salários e o grau de abertura da estrutura salarial. Este último pode variar desde os níveis mais baixos de salário como também restringir-se às classes de salário médias e altas. Assim, não só a média mas também a mediana podem variar, diferentemente da taxa de salários. Entretanto, o importante é que, ao contrário da taxa de salários — que é uma variável independente — a mediana é necessariamente uma variável-resultado que reflete *ex post* a ação das variáveis independentes antes mencionadas.

Sendo assim, parece-nos correta e lícita a preocupação com esta variável como indicador do bem-estar da massa assalariada no Brasil, como de fato Bacha em parte a considera. Entretanto, é aparentemente incorreto, com base numa análise de regressão entre salários medianos e mínimos, diminuir a importância do salário mínimo na determinação da taxa de salários da indústria, como também o quer Bacha. Justamente porque todos os salários se abrem em leque, principalmente a partir da metade dos anos 60, é que não se pode inferir tal conclusão. É certo que a abertura do leque se deu principalmente nos salários médios e altos, mas não há evidências de que o fenômeno não tenha ocorrido entre os salários mais baixos. Apenas no caso em que a distribuição de salários entre os 50% de pior remuneração tivesse permanecido inalterada é que se poderia diminuir a importância dos argumentos da "literatura crítica", na expressão de Bacha, com base em seus resultados. Somente nesta situação a mediana dos salários refletiria a evolução da taxa de salários, pois esta deveria ter — por definição — um comportamento exatamente igual ao da mediana.

Pode-se argüir que existe um problema semântico na presente discussão porque Bacha e Taylor estariam trabalhando com um conceito diferente de nossa taxa de salários. De fato, existe margem para semelhante crítica, mas a nosso ver ela é só aparente. Os referidos autores não estão tratando de medir o piso salarial através da mediana dos salários; porém, ao relacionar sua mediana com o sal

nimo, implicitamente tratam de analisar a pertinência deste para a determinação da taxa de salários industriais.

Assim, ao contrário do que se poderia entender numa primeira leitura, os resultados de Bacha estariam sublinhando fortemente a associação entre taxa de salários e salários mínimos. Não fora assim, como entender que, numa estrutura salarial que se abre, metade das variações da mediana sejam explicadas pela flutuação do salário mínimo?

5 — Taxa de salários na indústria de São Paulo

5.1 — Considerações gerais

A análise desenvolvida até aqui poderia fazer o leitor supor que estivéssemos postulando que uma parte significativa da mão-de-obra na grande empresa industrial brasileira estivesse sendo remunerada ao nível do salário mínimo. Obviamente, esse não é o caso. O que estamos querendo dizer é que, mesmo no caso de a grande empresa não ter praticamente trabalhadores que recebam o mínimo, este é fundamental para a determinação do salário de uma parte significativa de sua força de trabalho.

Consideremos, em primeiro lugar, a evolução do salário mínimo legal em termos reais, conforme nos mostra o Gráfico 2. Em termos muito gerais pode-se falar em dois níveis de salário mínimo no período posterior a 1952: um característico da segunda metade dos anos 50 e outro que se define mais claramente a partir de meados dos anos 60. O nível do segundo período é inferior 40%, em média, ao valor que se observa no primeiro. Em outras palavras, desconsiderando variações nos preços relativos, a taxa de salário mínimo na economia brasileira que permitiria manter o seu valor real da segunda metade dos anos 50 deveria ser próxima ao dobro de seu valor nominal atual.

Vejamos agora a estrutura salarial na grande indústria brasileira em um setor tão moderno como o automobilístico (ver Tabela 1). Observa-se que as percentagens de pessoas incluídas nas classes de

Gráfico 2

SALÁRIO MÍNIMO REAL JANEIRO DE 1952 A ABRIL DE 1977

ÍNDICES-BASE JANEIRO DE 1952=100

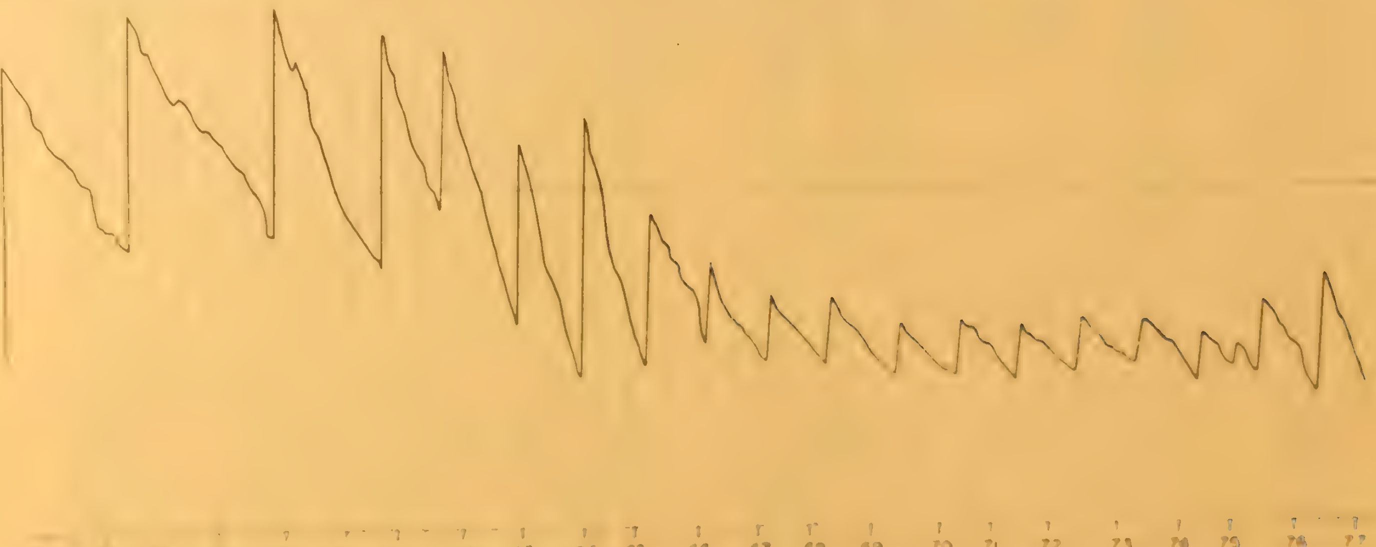


TABELA 1

Salários contratuais na indústria automobilística — salários vigentes em abril e maio de 1978 [a]

(Em Cr$ e %)

Empresas	Salário Médio	Percentagem Abaixo do Salário Médio	Mediana dos Salários	25% dos Trabalhadores Ganham Menos de:
Scania	6.458,00	73,4	4.805,00	2.549,00
Volkswagen	6.363,00	69,6	5.055,00	2.797,00
Mercedes-Benz	5.715,00	73,3	4.767,00	2.774,00
Ford	5.718,00	73,9	4.902,00	2.770,00
Salário Mínimo Vigente na Época: Cr$ 1.086,00 em abril de 1978 Cr$ 1.560,00 em maio de 1978				

FONTE: DIEESE, "Guias de Recolhimento da Contribuição Sindical" (dados não publicados).

[a] Corresponde aos salários reajustados a partir de abril, segundo o dissídio coletivo de 1978 e anterior aos reajustes de 11% conseguidos por força de greve a partir de junho do mesmo ano.

renda próximas ao salário mínimo são muito significativas. Assim, 25% dos trabalhadores das maiores empresas brasileiras do ramo têm salários inferiores a duas ou duas vezes e meia o salário mínimo vigente na época (dependendo do mês tomado como referência. Observe-se também a elevada percentagem de pessoas que recebem menos que o salário médio. Se o salário mínimo hoje fosse o dobro do que é, as remunerações da força de trabalho da grande indústria seriam substancialmente diferentes das que são observadas na atualidade. Provavelmente as diferenças de salários internas à firma não seriam tão grandes, assim como as camadas de trabalhadores com remuneração mais baixa deveriam ter um nível salarial equivalente ao dobro do atual, e seria diferenciado levemente o salário do trabalhador não-qualificado em relação ao salário mínimo.

Poderíamos adicionar outros elementos que corroboram a idéia anterior. Seria difícil admitir que a grande empresa utilizasse práticas de sub-remunerar ilegalmente sua mão-de-obra no período (por exemplo, da segunda metade da década de 50). A fiscalização mais efetiva nas grandes empresas e a maior presença do movimento sindical

naquela época em relação ao período posterior a 1968 respaldam a idéia de que, também no período em exame, o salário mínimo legal era o *piso* que determinava a taxa de salário da grande indústria. Neste contexto, a diminuição do salário mínimo através da política salarial, especialmente depois de 1964, ganha uma nova dimensão, já que mostra como a grande empresa acompanhou perfeitamente a queda do salário mínimo na fixação de sua taxa de salários. Caso contrário, ou seja, se a taxa de salários da grande indústria tivesse sido mantida em termos reais no seu nível do final dos anos 50, os dados da Tabela 1 e os que são analisados mais a seguir deveriam registrar uma proporção muito menor de trabalhadores dentro da classe que vai de um a dois salários mínimos (10% menor hoje do que fora no período em referência).

Apenas para ilustrar alguns dos elementos que estamos trabalhando, seria interessante comparar a evolução dos salários médios dos ramos industriais e do mínimo. Para isso, incluímos os Gráficos 3 e 4, correspondentes ao período 1952 a 1976 da evolução dos salários das indústrias Mecânica e de Vestuário, Calçados e Artefatos de Tecido. As curvas do primeiro ramo mostram tendências e inclinações bastante semelhantes às das indústrias de Material de Transporte, Material Elétrico e de Comunicações, Metalúrgica, Química e Farmacêutica, Papel e Papelão, Bebidas e Fumo. A segunda pode ser representativa das indústrias Têxtil, Madeira, Mobiliário, Borracha, Couros e Peles e Diversas, restando como situações intermediárias entre os dois padrões as indústrias de Produtos Alimentares e de Minerais Não-Metálicos.[19]

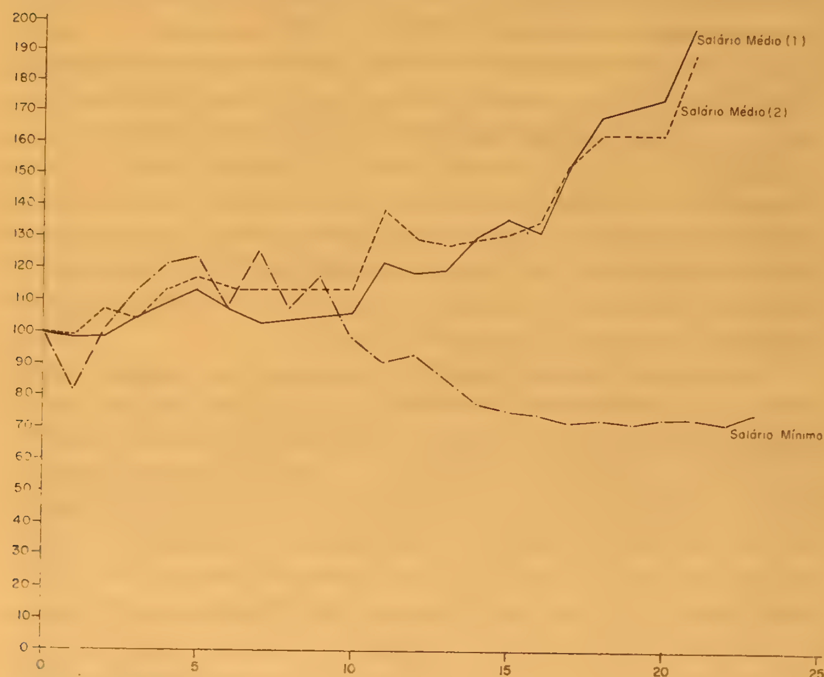
Pode-se notar nos dois casos como o índice dos salários médios[20] acompanha perfeitamente a evolução do salário mínimo [illegible] 1964. Dado que é pouco provável que as grandes indústrias remunerassem abaixo do mínimo, este fato pode ser explicado completamente por

19 Logicamente o rigor acadêmico aconselharia [illegible] mais sofisticado para relacionar as indústrias entre si. No presente [illegible], tanto, tal procedimento é desnecessário porque pretendemos simp[illegible] afirmações que serão melhor comprovadas através de dados mais adequados que os de salário médio para ramos industriais no total do País. Os dados para todos os ramos industriais apresentam-se na Tabela 6.

20 Até 1962 os dados referem-se a salários médios de operários. A partir de 1963 os mesmos são de salários médios de "pessoal ligado à produção". Isto explica em parte o aumento dos salários médios a partir desse ano.

Gráfico 3

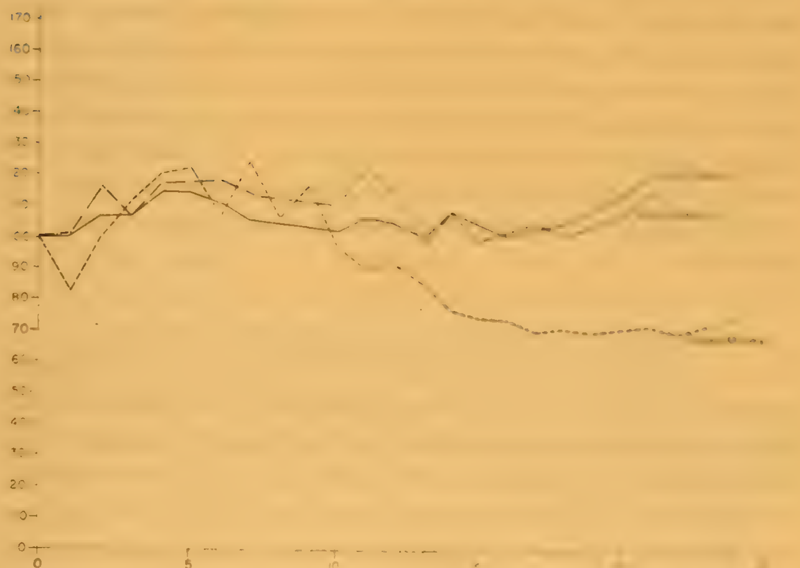
BRASIL, INDÚSTRIA MECÂNICA: EVOLUÇÃO DO SALÁRIO REAL MÉDIO DE OPERÁRIOS E O SALÁRIO MÍNIMO



(1) Deflator Índice de Preços Industriais
(2) Deflator Índice de Custo de Vida
FONTES FIBGE, "Pesquisas Industriais" e "Censos Industriais"

dois fatores: a) pequena diferenciação na estrutura salarial de todas as indústrias – fato aliás já sugerido para esse período em outros trabalhos;[21] e b) burla à legislação por parte das pequenas empresas, através da prática de pagar menos que o mínimo. A partir de 1962 nota-se uma clara diferença na evolução das curvas dos dois ramos. Na indústria Mecânica claramente o salário médio distancia-se cada vez mais do salário mínimo. O inverso dos dois fatores mencionados deve constituir a explicação para o fenômeno. No primeiro caso é óbvia a maior diversificação e sofisticação da Indústria

21 Milton da Mata e Edmar L. Bacha, *op. cit.*, e P. E. Baltar, "Diferenças de Salário e Produtividade na Estrutura Industrial Brasileira" (Campinas: UNICAMP, 1977), mimeo.



(1) Deflator Índice de Preços Industriais
(2) Deflator Índice de Custo de Vida
FONTES: FIBGE, "Pesquisas Industriais" e Censos Industriais

Mecânica a partir dos anos 60. No segundo, o mesmo rebaixamento do mínimo a níveis de estrita subsistência, junto com o crescimento do poder sindical até 1964 e maior fiscalização técnica do Ministério do Trabalho, certamente permitiu e/ou induziu as pequenas empresas a cumprir a lei. No caso da indústria de Vestuário, o menor dinamismo, a menor sofisticação técnica da indústria, a menor concentração, etc., seguramente explicam por que sua estrutura salarial mostra-se menos diversificada que as indústrias Mecânicas. Daí o crescimento menor de seus salários médios, mesmo num contexto em que as pequenas empresas provavelmente passaram a pagar o salário mínimo.[22]

22 É interessante observar também que no caso da indústria de Vestuário somente a partir de 1967 é clara a tendência a um aumento do salário médio real. Este ano marca o momento em que se "completou" perfeitamente a política de rebaixar o piso salarial através do salário mínimo, como se observa no Gráfico 2.

Assim, apesar de o mínimo ter seguido como a base do salário industrial, determinando a taxa de salários inclusive para a grande indústria, é possível entender a crescente dicotomia entre os salários mínimo e médio. Esta explicação é também totalmente compatível com a idéia de que é a taxa de salários da indústria (determinada pelo mínimo) que serve de orientação e guia para os salários de todas as suas empresas, grandes e pequenas. As grandes devem sempre pagar sobre o mínimo e as pequenas, se a fiscalização e o poder sindical o permitem, podem ou não fazê-lo. Seus salários, entretanto, apesar de situarem-se abaixo do mínimo, estão por ele influenciados.

5.2 — Taxa de salários dos metalúrgicos de São Paulo

Informações contidas numa pesquisa realizada pelo DIEESE apresentam as distribuições de salários na categoria profissional dos metalúrgicos do Município de São Paulo para anos escolhidos no período 1956/76.[23] Esta fonte nos deu a possibilidade de analisar a distribuição de salários do trabalho não-qualificado ligado à produção. Para nosso propósito, isto é fundamental na medida em que consideramos a taxa de salários como a remuneração-base do trabalho não-qualificado.

Cabe inicialmente informar que, para efeito da pesquisa do DIEESE, o trabalho não-qualificado é a categoria que reúne ocupações compostas de tarefas simples que podem ser aprendidas em pouco tempo, não requerendo capacidade de julgamento nem qualquer tipo de conhecimento técnico, mas, em geral, força física. De outro lado, os salários aqui considerados correspondem ao salário contratual declarado na guia de recolhimento da contribuição sindical e estão referidos ao mês de março de cada ano.[24]

23 DIEESE, "Distribuição Salarial em São Paulo segundo as Guias de Contribuição Sindical" (São Paulo, 1977), mimeo. Tomou-se uma amostra aleatória de 10% das guias de recolhimento do Imposto Sindical e destas se escolheram aleatoriamente 10% dos empregados nas empresas sorteadas.

24 Trata-se, portanto, do salário contratual tal como figura na carteira de trabalho. Pode-se questionar que esta não é a remuneração efetivamente percebida pelo trabalhador. Entretanto, o estamos comparando com o salário mínimo, que apresenta as mesmas características.

Todos os indicadores de tendência central dos salários dos metalúrgicos paulistanos não-qualificados indicam a queda do seu valor real de 1961 a 1971 com subseqüente recuperação em 1976 em relação a 1966 (ver Tabela 2). Nota-se, ademais, a semelhança do comportamento da moda em relação ao primeiro quartil e da média e mediana em relação ao terceiro quartil. No primeiro conjunto de indicadores, a queda se dá na mesma proporção nos períodos 1961/66 e 1966/71, recuperando-se em 1976 o valor que assumia em 1966. No caso da média, mediana e terceiro quartil, a queda é muito mais acentuada no período 1961/66 que no período 1966/71 e 1976 ultrapassa o valor observado em 1966, embora esteja ainda muito mais baixo que em 1961. Em conseqüência, podemos concluir que entre 1961 e 1966 houve uma queda na remuneração dos metalúrgicos não-qualificados e, paralelamente, uma diminuição no grau de sua dispersão. Já no período 1966/71 a queda dos salários dos metalúrgicos não-qualificados atinge muito mais aqueles com menor remuneração, o que implica um acentuado aumento na sua dispersão.

TABELA 2

Evolução dos salários dos não-qualificados na categoria dos metalúrgicos de São Paulo

(Índices: 1961 = 100)

	1956	1961	1966	1971	1976
1.º Quartil[a]	100,2	100,0	77,1	58,7	76,0
Mediana	98,3	100,0	73,6	[illegible]	[illegible]
3.º Quartil[a]	99,9	100,0	72,9	68,2	80,5
Média	94,8	100,0	74,8	65,6	80,0
Moda	100,0	100,0	77,1	57,2	76,0

FONTE: DIEESE.

[a] Trata-se do salário que fixa o limite superior dos quartis respectivos.

A observação anterior pode ser confirmada comparando os desvios interquartílicos e interdecílicos (ver Tabela 3). Efetivamente, a dispersão dos salários dos metalúrgicos não-qualificados diminuiu entre 1961 e 1966, aumentando significativamente entre 1966 e 1971.

TABELA 3

Medidas de dispersão dos salários dos não-qualificados na categoria dos metalúrgicos de São Paulo [a]

	1956	1961	1966	1971	1976
(3.° Quartil – 1.° Quartil) / 1.° Quartil	0,287	0,290	0,218	0,500	0,367
(7.° Decil – 3.° Decil) / 3.° Decil	0,215	0,258	0,200	0,321	0,333
(8.° Decil – 2.° Decil) / 2.° Decil	0,375	0,355	0,286	0,655	0,531
(9.° Decil – 1.° Decil) / 1.° Decil	0,796	0,516	0,414	1,000	0,901

FONTE: DIEESE.

[a] A medida de dispersão toma os salários que fixam os limites superiores dos quartis ou decis mencionados e os relaciona segundo o indicado na tabela.

Já em 1976 a dispersão volta a cair, embora situe-se ainda num grau mais elevado que em 1961.

Aparentemente o salário mínimo legal teve um comportamento mais favorável que os salários dos metalúrgicos não-qualificados de São Paulo no período 1956/61 (ver Tabela 4). Esta observação deve ser precisada. Em março de 1956 fazia 17 meses do último reajuste do salário mínimo, tendo havido uma variação do custo de vida em São Paulo da ordem de 34,8% neste período. Já em março de 1961 fazia apenas cinco meses que tinha havido o reajuste do salário mínimo, ocorrendo um aumento do custo de vida de 17,4%. Este fato explica por que os salários dos metalúrgicos em março de 1956 eram maiores que o salário mínimo, enquanto em março de 1961 se aproximavam bastante dele.

A partir de 1961 e até pelo menos 1971 o comportamento do salário dos metalúrgicos não-qualificados de São Paulo é semelhante ao do salário mínimo legal, com a ressalva de que paralelamente à

queda dos salários daqueles metalúrgicos entre 1966 e 1971 ocorreu um aumento na sua dispersão, ou seja, apenas os menores salários dos metalúrgicos não-qualificados acompanharam de perto o comportamento do salário mínimo entre 1966 e 1971. Recordando que entre 1961 e 1966 a economia brasileira enfrentou uma grave crise, enquanto entre 1966 e 1971 ela se recuperou e entrou em franca expansão, podemos afirmar que a queda real do salário mínimo em condições de crise rebaixou o salário de todos os metalúrgicos não-qualificados de São Paulo. Na recuperação e subsequente expansão, por outro lado, ela só foi capaz de deprimir a remuneração dos não-qualificados que tinham menores salários.

Entre 1971 e 1976 parece ter havido um "descolamento" do salário dos metalúrgicos não-qualificados de São Paulo do salário mínimo legal. Efetivamente o salário dos metalúrgicos não-qualificados teve um comportamento mais favorável que o salário mínimo, o qual manteve seu valor real entre março de 1971 e março de 1976 (ver Tabela 4). O interessante é que isto ocorreu numa época de auge e início de recessão com aceleração inflacionária. Pelo menos parte daquele "descolamento" pode ser explicada pela própria aceleração da inflação. Queremos dizer que o fato de o reajuste do salário mínimo naqueles dois anos ter sido em maio, e o dos metalúrgicos em novembro, implica em si mesmo, numa época de aceleração inflacionária no final do período, que o salário dos metalúrgicos se distancie do salário mínimo, ou seja, houve uma variação de custo de vida de 18,4% entre maio de 1969 e maio de 1970 enquanto ela foi de 17,2% entre novembro de 1969 e novembro de 1970. Já entre 1971 e 1975 as taxas respectivas foram de 26,7 e 30,9%, nos meses de maio e novembro. Portanto, a diferença entre a variação anual de custo de vida nas épocas de reajustes do mínimo e dos metalúrgicos aumentou em favor dos últimos. Isto em parte explica por que em março de 1976 os salários dos metalúrgicos não-qualificados guardavam uma relação mais favorável com o salário mínimo do que em 1971. Assim, desconsiderando-se fatores como mudanças na fórmula de reajuste e nos critérios de determinação do salário mínimo entre os dois anos, a simples aceleração na variação dos preços indicaria que o salário dos metalúrgicos em março de 1976 deveria suplantar em média mais de 3% a relação que

guardava com o salário mínimo em 1971. Entretanto, vemos que, por exemplo, o primeiro decil distanciou-se do mínimo em cerca de 18% em relação à situação de 1971. Portanto, de fato, o piso salarial dos metalúrgicos elevou-se em relação ao mínimo entre esses dois anos.

TABELA 4

Salário mínimo e salário dos não-qualificados na categoria dos metalúrgicos de São Paulo

	1956	1961	1966	1971	1976
Salário Mínimo em Março[a] (Índice 1961 = = 100)	82,5	100,0	76,0	56,4	55,4
1.º Decil em Relação ao Mínimo[b]	1,00	0,99	1,00	1,00	1,18
2.º Decil em Relação ao Mínimo[b]	1,13	0,99	1,00	1,00	1,31
3.º Decil em Relação ao Mínimo[b]	1,20	0,99	1,00	1,07	1,35
4.º Decil em Relação ao Mínimo[b]	1,20	1,05	1,00	1,12	1,50
5.º Decil em Relação ao Mínimo[b]	1,29	1,08	1,05	1,21	1,58

FONTE: DIEESE.

[a] Índice do salário real, base 1961 = 100.

[b] Trata-se da relação entre o salário que fixa os limites superiores dos decis relação ao salário mínimo vigente.

Pensamos, entretanto, que este fato não invalida nossas conclusões. Como se observou antes, mais importante do que esse aumento de 15% foi a queda de aproximadamente 40% ocorrida durante a década de 60, período no qual a taxa de salários dos metalúrgicos acompanhou a variação do salário mínimo.

Resta, entretanto, explicar esse afastamento no qüinqüênio 1971/76. Em primeiro lugar, a fórmula de reajuste salarial foi modificada no início de 1975, o que pode ter significado elevação das taxas de reajustamento dos metalúrgicos que não tenham sido consideradas nos reajustes do salário mínimo. Em segundo, entre os

dois anos comparados a economia paulista experimentou uma expansão do emprego industrial sem precendentes na história brasileira. A taxa de crescimento do emprego industrial no Estado de São Paulo, entre 1970 e 1974, foi da ordem de 9,8% ao ano.[25] Evidentemente, uma tal conjuntura do mercado em condições de salário mínimo tão baixo pode ter produzido uma pequena elevação da taxa de salários em relação ao mínimo. Isto, entretanto, está longe de negar a importância determinante do mínimo tal como as magnitudes antes assinaladas o demonstram claramente.

5.3 — Os salários na construção civil em São Paulo no período recente

Objetivando buscar maior precisão sobre o comportamento da taxa de salários em São Paulo no período recente, levantaram-se informações sobre a evolução dos salários-hora na construção civil.[26] Obviamente não se pretende com isso sustentar a idéia de que o comportamento da taxa de salários na construção civil deva corresponder ao de outras categorias de trabalhadores, especialmente os da indústria manufatureira. De fato, pode-se esperar que a compartimentalização entre a mão-de-obra da construção e a da indústria de transformação seja maior, em geral, do que a que se observa entre diversas categorias ocupacionais dentro da indústria. Por outro lado, a expansão da construção civil pode estar desvinculada da expansão econômica geral, sendo seu comportamento grandemente influenciado pela incidência dos grandes projetos de obras públicas.

25 Esta cifra resulta da comparação das médias mensais de pessoal ocupado nos dois anos, segundo o Censo Industrial e a Pesquisa Industrial, respectivamente. Em ambos os casos os dados referem-se a estabelecimentos de cinco ou mais pessoas ocupadas ou com valor da produção equivalente a [illegible] vezes o salário mínimo vigente no ano.

26 Deve-se notar que se trata de salários contratuais em ambos os casos. A remuneração real de um operário da construção depende do número de horas trabalhadas, o mesmo acontecendo com qualquer trabalhador que [illegible] o salário mínimo.

As cifras da Tabela 5, portanto, devem ser tomadas com cuidado principalmente em suas comparações com os dados de salários dos metalúrgicos. É clara a pertinência do salário mínimo na evolução do salário na construção civil no período 1971/73. Entre 1973 e 1974, frente a uma queda na média mensal do salário mínimo, produz-se uma elevação da ordem de 20% do salário do pessoal menos qualificado na construção civil, seguindo-se aumentos menores e semelhantes aos verificados no salário mínimo nos dois anos seguintes.[27]

Como se deduz da tabela, a evolução do salário mínimo foi pertinente para a determinação da taxa de salários na indústria da construção civil até 1973, supondo que sua evolução tenha sido

TABELA 5

Evolução dos índices do salário mínimo e dos salários na construção civil no Estado de São Paulo – 1971/76

(Índices: 1971 = 100)

Anos	Índices do Salário Mínimo	Índices do Salário de Serventes	Índices do Salário de Pedreiros
1971	100	100	100
1972	101	100	99
1973	103	106	106
1974	100	127	123
1975	104	136	126
1976	107	140	130

FONTES: FIBGE, *Anuário Estatístico do Brasil*, diversos anos, e Fundação Getulio Vargas. Para metodologia ver nota do texto.

[27] Os dados anuais foram calculados a partir dos valores mensais correntes deflacionados pelo índice de preços ao consumidor da Fundação Getulio Vargas. Os salários da construção civil estão referidos à taxa por hora e os do mínimo aos valores mensais. Os salários mínimos incluem o abono especial de 10% concedido entre novembro de 1974 e o reajuste de maio de 1975.

similar a do mínimo nas décadas de 50 e 60 (o que parece ser um suposto razoável em vista do comportamento geral de outras categorias trabalhistas, como se demonstrou). A partir desse ano e pelo menos até 1976 é clara a influência de outros fatores, tal como se anotou também no caso dos metalurgicos. A natureza desses fatores, pelo menos para nós, não é clara, justamente porque a negociação salarial direta ressurge no Brasil somente a partir de 1978 e porque foram os anos posteriores a 1973 caracterizados pela desaceleração no ritmo de crescimento econômico.

6 — Observações finais

Apesar de alguns problemas com as cifras mais recentes, pensamos ter indicado a pertinência do salário mínimo na determinação da taxa de salários no Brasil nas últimas três décadas. Assim, é bastante revelador o fato de a taxa de salários de uma categoria como a dos metalúrgicos de São Paulo ter acompanhado perfeitamente a sensível queda nos valores reais do salário mínimo verificada entre o segündo qüinqüênio da década de 50 e o segundo da de 60. É possível (e até mesmo desejável) que esta situação se modifique na economia brasileira num futuro próximo. As negociações diretas que estão operando embrionariamente a partir de 1978, apesar de estarem ainda restritas a algumas categorias trabalhistas, podem ser um caminho a ser seguido pela maioria, na medida em que os atuais movimentos tenham êxito e a classe operária consiga maior organização. Neste caso a taxa de salários de fato estaria sendo determinada pela resultante dessas negociações, perdendo paulatinamente importância o salário mínimo, relegado possivelmente à função de ordenar o mercado de trabalho nas regiões mais atrasadas do País.

Não vamos enumerar todas as consequências do fato de o salário mínimo ter assumido a função de determinar a taxa de salários na economia brasileira, pois a maioria é de fácil dedução. Queremos, entretanto, chamar a atenção para uma delas porque, a nosso ver, revela uma das tantas falácias persistentemente encon

Tabela 6

Índices do salário médio real da indústria — 1952/73 [a]

(Base: 1952 = 100)

Anos	Salário Mínimo Legal	Mecânica	Vestuário/Calçados e Artefatos de Tecido	Couros e Peles	Madeira	Material Elétrico e de Comunicações	Material de Transporte	Borracha	Minerais Não-Metálicos	Fumo	Editorial e Gráfica	Diversas	Metalúrgica	Química e Farmacêutica	Papel e Papelão	Bebidas	Têxtil	Mobiliário	Produtos Alimentares
1952	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
1953	82	99	101	96	98	99	95	88	102	109	104	104	99	99	102	91	100	98	104
1954	100	107	117	109	101	105	92	87	113	109	104	113	108	110	112	99	114	102	115
1955	112	104	107	112	100	107	88	103	112	113	100	110	112	119	113	106	107	105	119
1956	121	113	118	125	108	114	88	96	116	188	106	119	119	132	123	117	124	107	133
1957	123	117	119	130	112	120	108	104	126	150	109	123	120	144	129	121	141	112	142
1958	107	114	119	126	107	116	102	94	122	147	118	123	121	149	129	128	126	112	129
1959	126	113	116	129	121	111	101	88	119	144	104	117	119	161	127	133	123	107	143
1960	107	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
1961	118	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
1962	98	113	111	139	110	103	119	81	122	136	112	111	119	155	139	133	129	101	138
1963	91	139	124	144	117	133	154	113	141	154	132	129	140	211	163	151	135	119	157
1964	93	130	116	140	113	131	136	102	137	185	125	123	144	209	157	142	134	117	150
1965	87	128	109	130	112	121	125	94	133	179	117	113	130	199	139	123	124	107	142
1966	78	130	110	128	110	134	134	96	125	153	118	130	132	180	132	133	123	101	132
1967	76	131	101	118	108	126	133	102	118	145	114	115	140	187	137	131	125	94	132
1968	75	135	107	123	102	132	135	101	129	170	131	124	148	189	143	139	131	100	135
1969	72	154	107	129	110	142	169	109	136	180	143	132	144	204	151	157	136	106	135
1970	73	163	103	123	108	152	142	103	128	205	147	136	137	240	152	146	138	100	137
1971	72	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)	(...)
1972	73	163	110	143	118	146	175	132	149	222	167	114	154	226	179	194	152	112	150
1973	74	189	118	145	124	144	171	119	159	197	167	154	156	221	170	172	159	116	158

FONTE: FIBGE, *Anuário Estatístico do Brasil*, vários anos.

[a]Refere-se ao quociente do total de salários pagos a operários e do número de operários em 31 de dezembro de cada ano, de 1952 até 1962. De 1963 até 1973 refere-se ao quociente do total de salários pagos ao pessoal ligado à produção e do número de pessoas ligadas à produção em 31 de dezembro. Os salários nominais foram deflacionados com o índice de preços ao consumidor da Fundação Getulio Vargas.

tradas na literatura econômica pertinente, não só a brasileira como também a latino-americana. Os trabalhos de inspiração neoclássica argumentam em geral que a política de salário mínimo tende a elevar "artificialmente" o custo da mão-de-obra em relação ao que seria em condições de equilíbrio de mercado. Para sintetizar, vejamos uma citação do mesmo trabalho de Macedo e Garcia: "De um modo geral, o quadro histórico da aplicação do salário mínimo no Brasil se enquadra dentro dessas considerações. Assim, o salário mínimo foi estabelecido acima do salário que igualaria a oferta à demanda de mão-de-obra no mercado de trabalho como um todo".[28]

Nossa conclusão, ao contrário, sugere que, principalmente numa economia inflacionária, a fixação e os reajustes de salário mínimo têm por objetivo central "ordenar" o mercado de trabalho, podendo tanto servir para aumentar como para rebaixar a taxa de salários da economia, tal como a experiência brasileira das últimas décadas parece demonstrar cabalmente. A este respeito estamos de acordo, entre outros, com Oliveira,[29] ao mostrar como a função do salário mínimo foi justamente a de impor uma só taxa de salários na economia, impedindo que algumas categorias obtivessem remunerações muito acima das demais.

28 R. Macedo e M. E. Garcia, *op. cit.*, p. 44.

29 Francisco de Oliveira, *Economia Brasileira:* [illegible] (2.ª edição; São Paulo: Seleções CEBRAP, 1976).

Educação e desigualdade da renda urbana no Brasil: 1960/80 *

Jacques R. Velloso **

1 — Introdução

Este estudo analisa as relações entre educação e distribuição pessoal da renda do trabalho no Brasil urbano. Baseando-se em dados do Censo de 1970, o trabalho se inicia com o esquema conceitual que considera a educação e a experiência no trabalho como investimentos. Na primeira parte do estudo, empregam-se dados de corte transversal para estudar os efeitos da educação, experiência e emprego sobre a desigualdade da renda. Na segunda parte, analisam-se as mudanças ao longo do tempo. Utilizam-se as estimativas baseadas nos dados do corte transversal, bem como dados de outras fontes, para fazer simulações da distribuição da renda em 1960 e para efetuar projeções sobre sua desigualdade em 1980.

* O presente texto integrava originariamente trabalho que abordava a distribuição da renda numa perspectiva de capital humano e incluía uma análise preliminar dentro do enfoque de segmentação no mercado de trabalho (Jacques R. Velloso, "Training, Employment and Distribution of Earnings in Brazil", trabalho apresentado na Conferência sobre Emprego, Subemprego e Desemprego de Graduados (Paris: OECD, junho/julho de 1975), mimeo). Esse trabalho anterior baseava-se em relatório de pesquisa mais extenso sobre o tema (Jacques R. Velloso, "Human Capital and Market Segmentation [illegible] of the Distribution of Earnings in Brazil, 1970", tese de Ph.D. (California: Universidade de Stanford, 1975)). Agradecemos o apoio financeiro da Fundação Ford para a realização desta pesquisa, assim como a cooperação do IPEA/CNRH e da Fundação IBGE. Os pontos de vista aqui expressos não correspondem necessariamente aos desses órgãos. Agradecemos ainda ao corpo editorial de *Pesquisa e Planejamento Econômico* por valiosas críticas e sugestões para a breve revisão do texto original. A responsabilidade pelas falhas que permanecem é exclusivamente nossa.

** Da Universidade de Brasília.

Vários estudos sobre distribuição da renda foram realizados no Brasil, utilizando dados dos Censos de 1960 e 1970. Os trabalhos de Hoffmann e Duarte e de Langoni, [1] por exemplo, revelam um substancial aumento na concentração da renda nesta década. Outros pesquisadores, como Fishlow, Hoffmann e Wells, [2] verificaram que, no período compreendido pelos anos de 1964 e 1967 ou 1968, observou-se uma marcada concentração da renda, bem maior do que as mudanças ocorridas antes ou depois daquela época. Para esses autores, assim como para Hoffmann e Duarte, [3] o programa de estabilização do Governo, envolvendo estritos controles de salários, foi o principal responsável pela deterioração da distribuição. Para alguns outros, como Langoni,[4] o aumento da desigualdade foi uma conseqüência natural do crescimento econômico. O processo de crescimento teria resultado em: a) mudança na estrutura educacional da população economicamente ativa, com deslocamentos de trabalhadores dos setores de baixa concentração da renda para setores de alta concentração; e b) desequilíbrios no mercado de trabalho, tecnologicamente determinados, onde o trabalho qualificado teria desfrutado de quase-rendas. Esta questão será discutida adiante no estudo, porém desde já cabe anotar dois aspectos fundamentais do processo de desenvolvimento brasileiro no período: elevadas taxas de crescimento econômico, particularmente no final da década de 60, e altas taxas de aumento na oferta de educação, especialmente nos níveis mais elevados de escolaridade.

1 R. Hoffmann e J. Duarte, "A Distribuição da Renda no Brasil", *in Revista Brasileira de Administração de Empresas*, n.º 12 (abril/junho de 1972), pp. 46-66; e C. Langoni, *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil* (Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973), Caps. 3 e 4.

2 A. Fishlow, "Brazilian Income Size Distribution: Another Look" (Berkeley, Califórnia: Universidade da Califórnia, 1973), mimeo, pp. 4-10; R. Hoffmann, "Considerações sobre a Evolução Recente da Distribuição da Renda no Brasil", Série de Pesquisa (São Paulo: Universidade de Piracicaba, 1973), n.º 19, mimeo, pp. 6-22; e J. Wells, "The Distribution of Earnings in Brazil, 1959-1970" (Centro de Estudos Latino-Americanos, Universidade de Cambridge, 1973), mimeo, pp. 1-28.

3 R. Hoffmann e J. Duarte, *op. cit.*

4 C. Langoni, *op. cit.*

Os resultados acima e a evidência disponível para outros países[5] não sugerem uma necessária diminuição da desigualdade como resultado de mudanças na distribuição de educação ou como conseqüência do crescimento econômico nas nações subdesenvolvidas. Em um estudo exploratório das relações entre crescimento econômico e eqüidade social, Adelman e Morris,[6] com dados de corte transversal para 44 países subdesenvolvidos, concluíram que, para os pobres nesses países, "... não há qualquer irradiação automática — ou mesmo provável — dos benefícios do crescimento econômico. Ao contrário, a posição absoluta dos pobres tende a se deteriorar como conseqüência do crescimento econômico" (p. 189). Embora seus resultados sejam mais sugestivos do que conclusivos — e os próprios autores o admitem — eles nos mostram que a relação entre crescimento econômico e a parcela da renda apropriada pelos 60% mais pobres da população tem uma forma de "u" invertido: níveis extremos de subdesenvolvimento e níveis "elevados" de desenvolvimento estão associados a uma menor desigualdade. Os autores sugerem que, a partir do ponto de inflexão da curva as estratégias para promover a redução na desigualdade devem enfatizar a utilização de recursos humanos.[7] Mas suas recomendações de estratégias para esse fim tendem a ser relativamente vagas, e sua análise do tema baseia-se essencialmente em interpretações *ad hoc*.

Em nosso estudo, iniciamos a análise com um modelo de capital humano, onde se supõe que a produtividade do trabalhador está

5 David Barkin, "Aceso a la Educación Superior y Beneficios que Aporta en México", in *Revista del Centro de Estudios [illegible]*, nº 1 ([illegible] trimestre de 1971), pp. 47-74; e R. Hollister, "The Relationships between Education and the Distribution of Income: Some Forays", paper for the OECD Conference on Politics for Educational Growth (Madison, Wis.: University of Wisconsin, 1971), pp. 4-10.

6 I. Adelman e C. Morris, *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries* (Stanford, Califórnia: Stanford University Press, [illegible]), Caps. [illegible].

7 Os autores postulam ainda que os benefícios [illegible] pelos pobres devido à expansão do sistema educacional, na verdade [illegible] conseqüência das melhorias introduzidas no sistema e do aumento de oportunidades de emprego do que propriamente resultado direto dessa expansão. Entretanto, dentro do esquema conceitual em que os autores desenvolvem sua análise não há motivos para esperar que um aumento [illegible] necessariamente, melhoria na qualidade da [illegible] oportunidades de emprego.

relacionada aos seus ganhos e onde as diferenças em treinamento são consideradas como a principal fonte de diferenciais de produtividade. Estas relações permitem que analisemos o papel que a educação e a experiência teriam na distribuição da renda do trabalho. As suposições implícitas no modelo são pelo menos discutíveis e, além disso, os esquemas analíticos que empregam um modelo de capital humano geralmente apóiam-se em relações de oferta e demanda em situações competitivas, ignorando variáveis de natureza estrutural. Mas cremos ser instrutivo utilizar este modelo como ponto de partida, a fim de avaliar os possíveis efeitos que mudanças na distribuição da educação teriam sobre a desigualdade de renda, e particularmente para comparar esses efeitos com aqueles que resultariam de variações na distribuição dos retornos da educação. Esses procedimentos permitirão avaliar a importância relativa que os dois tipos de efeitos teriam sobre a concentração da renda.

Nossos resultados com dados de corte transversal sugerem que a desigualdade da renda urbana depende estatisticamente da distribuição da educação na força de trabalho e dos retornos da educação. No modelo empregado, a desigualdade também mostra-se dependente, embora em menor grau, da distribuição da experiência no trabalho e de seus retornos, assim como do emprego.

Na etapa seguinte do estudo, simulamos a desigualdade de renda em 1960 e em 1980. Analisando as mudanças no período 1960/70, mostramos que as alterações nos retornos da educação foram mais importantes para o aumento da concentração observada no período do que as modificações no perfil educacional da força de trabalho. Argumentamos que o comportamento das taxas de retorno foi sobretudo conseqüência da intervenção do Estado na economia e do modelo de desenvolvimento adotado, que incluía uma rigorosa política de controle salarial, e não resultado de livre jogo das forças de mercado nem efeito natural do processo de desenvolvimento.

A simulação da desigualdade em 1960 é complementada pelas projeções da concentração em 1980. Extrapolamos para o período 1970/80 as alterações na composição educacional da força de trabalho ocorridas entre 1960 e 1970 e utilizamos as tendências de mudança nas taxas de retorno da educação na década passada como indicador de seu comportamento na década atual. As projeções indicam um aumento da concentração da renda em 1980, continuando

o processo observado na década anterior. Argumentamos que modificações na distribuição de educação provavelmente não levariam, por si mesmas, a uma distribuição da renda mais igualitária em 1980. Este resultado demandaria políticas salariais diversas da adotada na década anterior, e que beneficiassem mais os trabalhadores situados na base da distribuição do que os trabalhadores de alta renda.

2 — Educação e renda: um esquema conceitual

O esquema conceitual de investimentos em treinamento como em capital humano norteia-se pelas linhas gerais a seguir. A freqüência à escola acarreta custos, tanto em termos de despesas diretas quanto em termos de custos de oportunidade. Supõe-se que as habilidades adquiridas com a educação levem a uma produtividade maior. Se os salários equivalem ao valor do produto marginal do trabalhador, então um acréscimo de educação resulta em renda mais elevada. Assim, o estoque de educação incorporado a um indivíduo é uma fonte de capital humano. Empiricamente, a educação tem sido freqüentemente considerada como a principal fonte de capital humano.

Por outro lado, se o trabalhador não recebe o equivalente ao valor do seu produto marginal, os diferenciais de renda não mais refletirão diferenças nas capacidades produtivas, e o conceito de capital humano não terá significado econômico. Alguns analistas da linha de capital humano argumentam que a teoria ainda é útil quando os indivíduos recebem o equivalente ao produto marginal médio de sua ocupação ou quando são pagos de acordo com o desempenho presente e com o desempenho esperado no futuro.[8] De qualquer modo, a igualdade salário-valor do produto marginal é "ainda uma suposição não verificada, mantida porque é crucial para o conceito de capital humano e para sua utilização".[9]

8 A teoria ainda seria útil presumivelmente como guia para a tomada de decisões. Ver L. Thurow, *Investment in Human Capital* (Belmont, California: Wadsworth Publishing Co., 1970), pp. 15-21.

9 Thurow, *op. cit.*, p. 22. O autor reconhece que há algumas evidências a indicar que, nos Estados Unidos, o trabalhador não recebe o valor de seu produto marginal. Empregando uma função de produção Cobb-Douglas, estima

Ainda no mesmo esquema conceitual, a experiência no trabalho também pode ser considerada como um investimento em capital humano se conduzir a aumentos de produtividade – e, portanto, da renda. A experiência de trabalho é, então, uma *proxy* tanto para investimentos em treinamento no trabalho, de caráter geral e específico, quanto para "aprender fazendo" no emprego; oportunidades gratuitas para "aprender fazendo" não surgem em mercados de trabalho onde existe mobilidade de mão-de-obra.[10]

Um esquema teórico para a distribuição de renda, como função da distribuição de investimentos em educação, em experiência e dos retornos de tais investimentos, é uma conseqüência natural dos conceitos esboçados acima. Uma interpretação heurística simples dessas relações pode ser feita de acordo com os termos a seguir. Pessoas com níveis educacionais mais elevados têm rendas médias mais elevadas. Se postularmos uma única taxa média de retorno dos investimentos em educação, então uma distribuição mais desigual destes investimentos corresponderia a uma distribuição mais desigual da renda. De modo análogo, para uma determinada distribuição dos investimentos, quanto maior a taxa média de retorno, mais desigual a distribuição da renda, pois esta refletirá mais intensamente os diferenciais de investimento. Postulando taxas de retorno variáveis para uma determinada distribuição de educação, quanto maior a diferença entre as taxas de retorno, isto é, quanto mais desigual for sua distribuição,[11] maior será a desigualdade de renda.[12] A aplicação dessa análise à distribuição dos investimentos em experiência e suas taxas de retorno é direta e pode ser feita ao longo das mesmas linhas.

ele que em 1965 os ganhos do trabalho, naquele país, corresponderiam a cerca de 60% do valor de seu produto marginal, e que esta participação teria sido relativamente constante durante os cinco anos anteriores.

10 G. Becker, *Human Capital* (Nova York: National Bureau of Economic Research e Columbia University Press, 1964), p. 47; e J. Mincer, *Schooling, Experience and Earnings* (Nova York: National Bureau of Economic Research e Columbia University Press, 1974), p. 65.

11 Neste contexto e em outros locais do presente trabalho, entende-se por distribuição mais (menos) desigual aquela em que as taxas de retorno crescem (diminuem) com os anos de escolaridade.

12 Uma formalização dessas construções teóricas encontra-se em G. Becker e B. Chiswick, "The Economics of Education and the Distribution of Earnings", *in American Economic Review*, n.º 46 (maio de 1966), pp. 358-369, e em

A análise conduzida neste estudo baseia-se inicialmente numa extensão bastante simples das previsões dos efeitos da educação e da experiência sobre o nível de renda.[12] Uma variável adicional incluída em nosso estudo, é a estabilidade de emprego,[14] e isso nos permitiu obter uma aproximação da taxa média de retorno da educação independentemente do tempo de trabalho.

No esquema teórico descrito, pode-se esperar que, mantendo-se constante outros fatores, a distribuição pessoal da renda esteja positivamente associada à: a) distribuição dos investimentos em educação e distribuição de experiência na força de trabalho; b) distribuição do tempo de trabalho; c) magnitude da taxa média de retorno da educação e da remuneração média da experiência; e d) distribuição das taxas de retorno da educação.

A distribuição dos investimentos em educação pode ser estudada num contexto de oferta e demanda, como propõe Becker.[15] A di-

G. Becker, "Human Capital and the Personal Distribution of Income: An Analytical Approach", Conferência Woytinsky n.º 1 (Ann Arbor, Mich.: Institute of Public Administration e Department of Economics, Universidade de Michigan, 1967), pp. 12-27, com base num trabalho anterior de G. Becker, *Human Capital*, *op. cit.*, esp. pp. 61-66.

13 Em pesquisas acerca dos efeitos da educação sobre o nível de renda no Brasil, as estimativas das taxas de retorno dos investimentos em educação [illegible] relativamente elevadas, frequentemente iguais ou [illegible] do que as [illegible] do capital físico, aparentemente confirmando os ganhos de produtividade associados a incrementos na educação. Para um resumo ver, por exemplo, Cláudio M. Castro, "Investimento em Educação no Brasil: Comparação de Três Estudos", in *Pesquisa e Planejamento*, vol. 1, n.º 1 (junho de 1971), pp. [illegible].

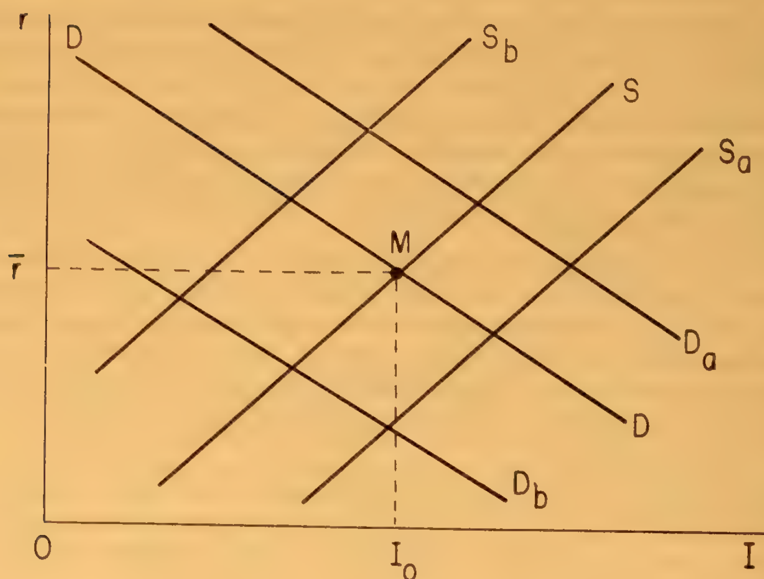
14 Essa variável também pode ser [illegible] numa abordagem de capital humano, pois investimentos relativamente [illegible] em educação e experiência aumentariam o custo de oportunidade do tempo [illegible] de emprego, tendendo a elevar a estabilidade no emprego. Os [illegible] da educação forneceriam, aos trabalhadores mais instruídos, melhores [illegible] de informação sobre oportunidades de emprego [illegible] o [illegible] sobre a [illegible] do trabalhador. Ver B. [illegible] e J. [illegible] "[illegible] Personal Income Inequality in the United States [illegible]", in *Journal of Political Economy*, n.º 80, parte II (junho de 1972), pp. S34-66; F. Welch, "Education in Production", in B. F. Kikker (org.), *Investment in Human Capital* (Columbia, S. C.: University of Carolina Press, 1971), p. [illegible]; e M. Bowman, "Comment", in *Journal of Political Economy*, n.º 80, parte II (junho de [illegible]), pp. S67-71.

15 G. Becker, "Human Capital and Personal...", *op. cit.*

manda (D) de recursos para esses investimentos é uma função da taxa de retorno marginal do cruzeiro adicional que é investido, e a oferta de recursos (S) é uma função da taxa marginal de "juros". Essas relações estão ilustradas no Gráfico 1. O ponto de equilíbrio das curvas S e D é M, onde o volume total investido é OI_0. No modelo, a distribuição da renda e dos investimentos depende da distribuição e formas (elasticidades) dessas curvas.

Gráfico 1

OFERTA E DEMANDA DE EDUCAÇÃO



O modelo considera que a curva da oferta tem um coeficiente angular positivo porque usualmente é mais difícil financiar o investimento em educação à medida que seu volume aumenta.

No modelo, a oferta de recursos varia entre indivíduos, de vez que também existe variabilidade na renda e na riqueza dos pais, na disponibilidade de bolsas de estudo e de empréstimos e na propensão a investir.

A curva de demanda, no modelo, representa a demanda de recursos para investimentos em capital humano. Considera-se que o produto marginal dos acréscimos de capital humano é decrescente. Daí uma taxa de retorno marginal decrescente para os investimentos adicionais e uma curva de demanda com coeficiente angular negativo. A demanda de recursos (ou de treinamento) variaria entre indivíduos por causa de diferenças em habilidades "natas", em atitudes face ao risco e em outras características individuais. Assim, o modelo indica que o total de recursos investidos em capital humano varia entre indivíduos devido a diferenciais na oferta ou na demanda; pessoas com maiores níveis de oferta ou de demanda investiriam relativamente mais do que outras.

Há vários problemas com esse modelo. Reder [16] observa que não fornece base adequada para uma teoria da distribuição da renda pessoal cuja aplicação seja geral: as formas das funções de oferta e demanda não seriam independentes do conjunto de preços de equilíbrio, mas refletiriam e variariam com esses preços. Reder não argumenta contra a existência de uma relação entre distribuição de capital humano e distribuição da renda, mas observa que ambas seriam simultaneamente determinadas pelas preferências do consumidor, pelas técnicas de produção e pela riqueza. A distribuição da riqueza teria uma influência substancial na posição e nas elasticidades das curvas de oferta. Além disso, essas variáveis determinariam as posições e as inter-relações das curvas de oferta e de demanda através dos preços relativos e, também, o volume e a distribuição do estoque de capital (físico e humano), bem como a distribuição da renda. Deste modo, as relações entre a distribuição do capital humano e da renda pessoal dependeriam das relações com essas variáveis exógenas ao modelo.

Na mesma linha de raciocínio, Mincer [17] critica a interpretação dada à dispersão nas curvas de demanda. Embora sua crítica não

16 M. Reder, "A Partial Survey of the Theory of Income Size Distribution", *in* Lee Soltow (org.), *Six Papers on the Size Distribution of Income and Wealth* (Nova York: National Bureau of Economic Research e Columbia University Press, 1969), pp. 205-253.

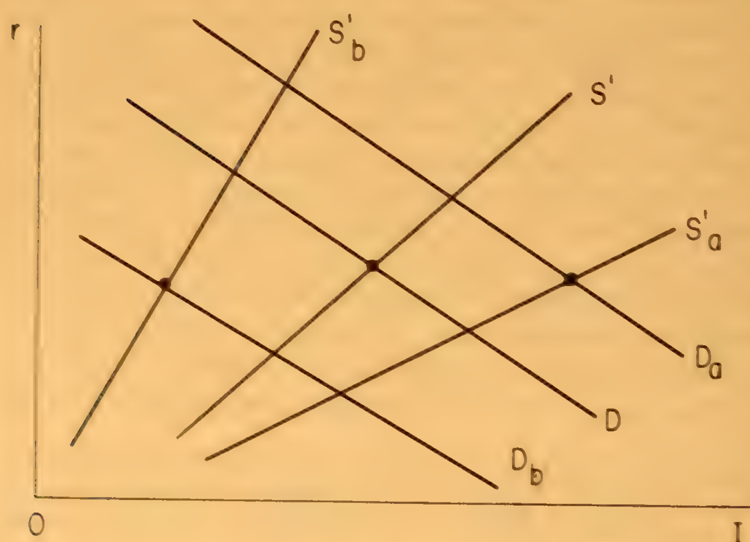
17 J. Mincer, "The Distribution of Labor Incomes: A Survey with Reference to the Human Capital Approach", *in Journal of Economic Literature*, nº 1 (março de 1970), pp. 1-26.

seja suficientemente desenvolvida, ele observa que parte dessa dispersão, atribuída a diferenças em habilidades "natas", na verdade representaria diferenças de oportunidade. A importância dos contatos sociais e do ambiente no lar não está incluída no processo de investimento descrito pelo modelo.

Essa questão é discutida mais amplamente por Carnoy,[18] quando observa que as diferenças de classe sócio-econômica entre os estudantes tendem a produzir um padrão de curvas de oferta bastante diverso daquele apresentado no Gráfico 1. Esse padrão está representado no Gráfico 2. Para os estudantes de classe sócio-econômica baixa, a probabilidade de alcançar níveis altos de educação é bas-

Gráfico 2

MUDANÇAS NA OFERTA DE EDUCAÇÃO EM FUNÇÃO DA ORIGEM SÓCIO-ECONÔMICA



[18] M. Carnoy, "Notes on Schooling and Income Distribution", trabalho apresentado no Encontro Anual da Associação de Estudos Latino-Americanos Madison, Wisconsin, maio de 1973), pp. 2-8, mimeo.

tante pequena, se comparada àquela dos estudantes de classe alta. Para o primeiro grupo, sua curva de oferta (S'_b) poderia ser considerada quase inelástica. Como mostra o Gráfico 2, a elasticidade aumentaria de acordo com a classe sócio-econômica de origem. Tomando-se um caso simples, com três classes sócio-econômicas (baixa, média e alta), as curvas S' representariam sobretudo diferenças nas oportunidades de acesso aos níveis mais elevados de educação, em vez de representar principalmente diferenças "natas" em habilidades. Além disso, os coeficientes angulares das curvas de oferta (no Gráfico 2) tendem a diminuir (em relação aos das curvas no Gráfico 1) à medida que aumenta a classe social de origem do estudante, resultando numa distribuição da renda mais desigual do que no caso anterior. Em resumo, um modelo que representasse mais acuradamente a realidade deveria considerar que as condições de oferta são principalmente determinadas pela classe social de origem do indivíduo e não por suas capacidades individuais.[19]

O modelo analítico que será utilizado em nosso estudo é desenvolvido a partir de uma relação entre distribuição da renda e distribuição dos investimentos em educação e suas taxas de retorno, não incorporando os efeitos de variáveis discutidas por Reder e Carnoy, como aqueles relativos à distribuição da riqueza e as diferenças na classe social de origem dos estudantes. Não incluímos os

19 Críticas mais severas ao modelo descrito têm origem em interpretações alternativas das relações entre educação e renda do trabalho e que também consideram o papel da educação como diferenciador da origem social do indivíduo. Em P. V. Cunha e R. Bonelli, "Estrutura de Salários Industriais no Brasil: um Estudo sobre a Distribuição de Salários Médios em 1970", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 8, n.º 1 (abril de 1978), pp. 117-168, que criticam a causalidade atribuída às relações entre educação e renda, encontra-se uma discussão de modelos alternativos. O salário é visto basicamente como um atributo do cargo, variando pouco em função das características individuais (educação e outras) da mão-de-obra. Estas seriam importantes para o acesso às funções desejadas, já que as qualificações necessárias para o eficiente desempenho da ocupação seriam em grande parte adquiridas no próprio trabalho. A educação, como "sinal" identificador da origem social do indivíduo, de suas habilidades cognitivas e de seus padrões de comportamento ao nível afetivo, seria relevante sobretudo como veículo de seleção de trabalhadores novos para as diversas posições hierárquicas da estrutura de produção e é nesta medida que produziria impacto sobre a diferenciação salarial.

efeitos de classe social de origem sobre o acesso à educação ou sobre os retornos da educação, porquanto o censo demográfico não fornece informações acerca desta variável.

Ao tomarmos a distribuição da educação como dada, não estamos supondo que a mesma seja distribuída aleatoriamente na população nem que as oportunidades de investimento nesse campo estejam igualmente disponíveis para todas as pessoas. Existe abundante evidência, em muitos países, mostrando que a renda da família é um importante fator que influi sobre o nível de educação alcançado pelo filho. No Brasil, vários estudos indicam que o acesso à educação depende da classe sócio-econômica de origem do aluno.[20] Esta variável, além de seus efeitos indiretos através da educação, também teria efeitos diretos sobre a renda. Como exemplo, contatos da família no mercado de trabalho podem resultar num emprego relativamente mais bem remunerado ou numa rede de informações de melhor qualidade quando da procura de emprego. Ainda mais importante, o processo de socialização na família, diferenciado por classe sócio-econômica e reforçado pela escola, desenvolveria atributos de personalidade e modos de auto-apresentação compatíveis com certas oportunidades de trabalho e incompatíveis com outras, tendo reflexos diretos sobre a renda.[21]

[20] Ver por exemplo, a resenha de N. Cunha, "Sistema de Ensino no Brasil como Instrumento de Discriminação Econômica e Estratificação Social", in *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, n.º 54 (julho/setembro de 1970), pp. 61-71. A classe sócio-econômica de origem tem diversos tipos de efeitos sobre o acesso à educação. Um dos mais importantes é aquele representado pelo peso relativo, no orçamento familiar, dos custos diretos e indiretos da freqüência à escola, que são uma variável relevante na decisão dos estudantes das classes baixas e médias de continuarem ou não na escola. Nosso estudo sobre candidatos aos exames de suplência de 1.º e 2.º graus em cinco capitais, envolvendo alunos que se evadiram do sistema educacional formal, revelou que mais da metade dos candidatos abandonou a escola porque necessitava trabalhar ou porque não dispunha de recursos para freqüentá-la. Ver J. Velloso, "Exames de Suplência: Candidatos e Rendimento em Cinco Capitais", in *Cadernos de Pesquisa*, n.º 27 (dezembro de 1978), pp. 22-23.

[21] Ver, por exemplo, a discussão em S. Bowles, "Understanding Unequal Economic Opportunity", in *American Economic Review*, n.º 63 (maio de 1973), pp. 346-358.

A exclusão da variável classe sócio-econômica da função de renda empregada no estudo tem como efeito imediato viesar para cima o coeficiente da variável educação, pois ambas estão positivamente associadas. Num contexto mais amplo, e dentro do esquema de análise inicialmente empregado, há tendência para que sejam superestimados os efeitos de mudanças na distribuição da renda como uma função de variações na distribuição de educação ou nos retornos da educação.

3 — Métodos e dados

O modelo utilizado em nosso estudo para analisar a distribuição da renda deriva da função de renda inicialmente postulada por Becker e Chiswick e posteriormente desenvolvida por Mincer e por Chiswick e Mincer, com a incorporação dos investimentos pós-escolares e da estabilidade no emprego.[22] Nessa formulação original, os custos da educação e dos investimentos pós-escolares eram considerados como uma fração *k* da renda que seria ganha se o indivíduo não estivesse investindo (renda potencial). O modelo supunha que essa fração *k* era constante entre indivíduos e entre níveis educacionais, o que tornava sua definição empírica idêntica ao número de anos de educação. Contudo, é provável que essa fração — ou seja, a proporção entre os custos totais e a renda potencial — varie entre indivíduos de acordo com os anos de educação e com os períodos de treinamento após a vida escolar. Portanto, adotamos uma suposição menos restritiva, qual seja, a de que esta proporção varie segundo o nível educacional e os anos de educação. Com essas modificações, além de outros ajustamentos devidos à existência de alta colinearidade nas estimativas da formulação original, a função de renda (líquida) pode ser escrita:

$$ln\ Y_j = \alpha + r_j^* \ E_j + r_j' \ I_j + \delta(ln\ L_j) + e_j \qquad (1)$$

22 Ver Becker e Chiswick, *op. cit.*; J. Mincer, "The Distribution of Labor ...", *op. cit.*, pp. 16-18; e Chiswick e Mincer, *op. cit.* Ver também J. Mincer, *Schooling, Experience...*, *op. cit.*, Cap. 5.

onde $(ln\ Y_j)$ é o log natural de renda do j-ésimo indivíduo, I_j representa a idade,[23] $(ln\ L_j)$ é o log natural de meses de trabalho, δ é o coeficiente da variável emprego, e sua estimativa mede a elasticidade da renda com respeito ao tempo de trabalho,[24] e r^*_j e r'_j representam, respectivamente, a taxa média de retorno da educação e o ganho médio proporcional da experiência para o j-ésimo indivíduo. Seus investimentos médios em educação são medidos por:

$$I_j = \sum_{h=1}^{4} N_j^{(h)}\ q^{(h)} \tag{2}$$

onde $N_j^{(h)}$ é o número de anos de educação completados no h-ésimo nível educacional $(h = 1, \ldots 4)$ e $q^{(h)}$ é a proporção média de renda investida e:

$$q^{(h)} = (R^{(h)} + C^{(h)}) / P^{(h)} \tag{3}$$

onde $R^{(h)}$ representa a renda não recebida, $C^{(h)}$ os custos diretos da educação e $P^{(h)}$ a renda potencial.[25]

23 A formulação original continha uma aproximação empírica da variável anos de experiência (A) na força de trabalho: $A = (I - E^* - C)$, onde, para cada pessoa, I é a idade e E^* é o número de anos de educação, enquanto que C é uma constante que representa a idade média de ingresso na escola. Assim, naquela formulação, $lnY = \alpha' + rE^* + r'\ (I - S - C) + (ln\ L) + e'$. Substituindo na equação (1) do texto, obtemos $\alpha = (\alpha' - r'C)$ e $r^* = (r - r')$. Assim, o coeficiente de I na equação (1) é igual ao da formulação original, e efetivamente as estimativas pelo método dos mínimos quadrados produzem resultados iguais. Entretanto, pela própria construção da variável experiência, existe elevada colinearidade entre experiência e educação, impedindo uma adequada interpretação da função de desigualdade de renda — ver equação (4), adiante — que é fundamental para a nossa análise. Substituímos então A por I em nosso modelo. Isto produz um viés para baixo no coeficiente estimado de educação. Mas a exclusão da variável classe social de origem, discutida anteriormente, viesa o coeficiente para cima e o efeito líquido não pode ser determinado *a priori*. Ver J. Velloso, "Training, Employment...", *op. cit.*, pp. 7-9 e 72-75.

24 O tempo de trabalho informado ao censo era em horas por semanas ou meses por ano. A variável é definida adiante no texto.

25 Os investimentos em educação são calculados da seguinte forma: a) multiplica-se o número de anos de educação concluídos em cada nível (do antigo

Se tomarmos a média das variações em r_j^* e r_j', eles podem ser considerados, respectivamente, como uma taxa média de retorno da educação e um ganho médio proporcional devido à experiência. As estimativas dos parâmetros da equação (1), através do método dos mínimos quadrados, nos darão o ganho médio proporcional da experiência $(\hat{r}')$ e uma aproximação da taxa média de retorno da educação $(\hat{r}^*)$. Mantendo r_j^* e r' constantes, determinamos a variância de ambos os lados da equação (1) e obtemos a função de desigualdade de renda:

$$\begin{aligned} \text{Var}\ (ln\ Y) = {} & (r^*)^2\ \text{Var}\ (E) \\ & + (r')^2\ \text{Var}\ (I) \\ & + \delta^2\ \text{Var}\ (ln\ L) \\ & + 2\ r^*\ r'\ R_{ei}\ SD\ (E)\ SD\ (I) \\ & + 2\ r^*\ \delta\ R_{el}\ SD\ (E)\ SD\ (ln\ L) \\ & + 2\ r'\ \delta\ R_{il}\ SD\ (I)\ SD\ (ln\ L) + \text{Var}\ (u) \end{aligned} \tag{4}$$

primário até o superior) pela fração de ganhos investidos anualmente em cada nível); e b) somam-se os valores anuais, para cada indivíduo, até seu último ano de educação concluído. A fração de ganhos investidos corresponde à razão entre os custos anuais totais da educação e a renda potencial anual. Os custos anuais, estimados pelo autor, incluem custos institucionais, despesas diretas dos estudantes e ganhos não recebidos. A renda potencial, também estimada pelo autor, a partir de dados do censo demográfico, é definida como o ganho anual de um trabalhador não-estudante, de nível de escolaridade e faixa etária correspondente aos da série e nível de educação pertinente. A renda não recebida é igual à renda potencial (ajustada pela possibilidade de trabalho durante as férias escolares) menos a renda média dos estudantes que também foi estimada com dados censitários. Como exemplos dos cálculos efetuados, tomemos o valor de q para cada série do nível ginasial, na região Sudeste (os cálculos foram feitos por região geoeconômica e posteriormente agregados para todo o País), em cruzeiros de 1970: $q = (736 + 511)/1290 = 0,967$. Supondo-se que o indivíduo de nosso exemplo tenha completado o antigo ginásio (com quatro séries), soma-se ao produto $(0,967 \times 4)$ o valor de seu investimento em cinco anos de primário, resultando em 5,32, valor de I no caso [illegible]. Ver J. Velloso, "Human Capital...", *op. cit.*, pp. 49-60, 207-210, 222-244 [illegible].

onde, em geral: [26]

$SD\ (X) =$ desvio-padrão da variável X_j;

$Var\ (X) =$ variância da variável X_j; e

$R_{xz} =$ correlação de ordem zero entre as variáveis X_j e Z_j.

Para avaliar a função de desigualdade de renda, inserimos na equação (4) as estimativas dos parâmetros da equação (1), bem como os desvios-padrão, as variâncias e as intercorrelações das variáveis explicativas. A concentração da renda é medida pela variância do logaritmo natural de renda, $Var\ (ln\ Y)$. Os três primeiros termos no lado direito correspondem a três componentes da desigualdade: educação, idade e emprego; seus efeitos sobre a distribuição relativa da renda podem ser facilmente avaliados. Os outros três termos correspondem aos efeitos conjuntos da educação-idade, da educação-emprego e da idade-emprego.

Desprezando $Var\ (u)$, a equação (4) é simplesmente uma decomposição da variância do log da renda que é explicada pela regressão (R^2). Assim, podemos facilmente calcular a fração da variância explicada que é atribuível a cada componente, bem como a fração da variância total (nossa medida de desigualdade) que é por eles explicada. Na equação (4), a desigualdade de investimentos em educação é medida por $Var\ (E_j)$, a estabilidade de emprego por $Var\ (ln\ L_j)$ e $Var\ (I_j)$ descreve a variância de idade.

Se admitirmos que os coeficientes dos investimentos em educação (r^*) e da idade (r') variam, e se os considerarmos como não correlacionados entre si e como variáveis aleatórias independentes de

[26] Assinalamos: $Var\ (bx_j) = b^2\ Var\ (X_j)$, onde b é um parâmetro:

$Var\ (X_j + Z_j) = Var\ (X_j) + Var\ (Z_j) + 2\ Cov\ (X_j,\ Z_j)$;
$Cov\ (X_j,\ Z_j) = R_{xz}\ SD\ (X_j)\ SD\ (Z_j)$

Supomos que o coeficiente da variável emprego não varie de um indivíduo para outro. Supomos também, como conseqüência natural do modelo de regressão, que o resíduo não está correlacionado com as variáveis explicativas.

E_j e I_j,[27] obteremos a versão ampliada da função de desigualdade da renda:[28]

$$\begin{aligned} Var\,(ln\,Y) = {} & [(r^*)^2 + Var\,(r^*)]\; Var\,(E) \\ & + [r')^2 + Var\,(r')]\; Var\,(I) \\ & + \bar{E}^2\; Var\,(r^*) + \bar{I}^2\; Var\,(r') \\ & + \delta^2\; Var\,(ln\,L) \\ & + 2r^*r'\; R_{ei}\; SD\,(E)\; SD\,(I) \\ & + 2r^*\;\delta\; R_{el}\; SD\,(E)\; SD\,(ln\,L) \\ & + 2r'\;\delta\; R_{il}\; SD\,(I)\; SD\,(ln\,L) + Var\,(u) \qquad (5) \end{aligned}$$

As derivadas parciais da equação (5) nos permitirão estimar as mudanças na concentração da renda que seriam ocasionadas por alterações nas variáveis de interesse. Em nosso estudo, faremos projeções a médio prazo da concentração da renda, utilizando as tendências observadas no período 1960/70 e tomando 1970 como ano-base. Ao decompormos a variância observada do log da renda em sua variância entre grupos e intragrupos poderemos dar mais um passo em nossa análise. Definindo cada grupo como um nível educacional, poderemos analisar os efeitos das variações na distri-

27 Notamos que a variância do produto de duas variáveis aleatórias independentes X_j e Z_j é dada por:

$$Var\,(X_j\,Z_j) = \bar{X}^2\; Var\,(z_j) + \bar{Z}^2 + Var\,(X_j) + Var\,(X_j)\; Var\,(Z_j)$$

Este resultado é utilizado para obter a equação (5).

28 Ver G. Becker, "Human Capital...", *op. cit.*, pp. 62-63, e Chiswick e Mincer, *op. cit.*, para um exame da ambigüidade da correlação entre r_i e I. Para os EUA, alguma evidência encontra-se em J. Mincer, *Schooling, Experience...*, *op. cit.*, pp. 92-93. Estimando os parâmetros para a função $ln\,Y_j = \alpha + r\,S_j + r^{**}\,S_j^2 + (ln\,W_j) + v_j$, onde S_j representa anos de educação e W_j o número de semanas trabalhadas no ano, verificou ele que o coeficiente $\hat{r}^{**}$ não é significativamente diferente de zero. Notemos que $\partial\,(ln\,Y)/\partial\,S = (\hat{r}-r^{**})\,S$ (dado que o valor estimado de r^{**} era negativo, corresponde a uma aproximação das taxas marginais de retorno da educação. Portanto, um valor de $\hat{r}^{**}$ que não é significativamente diferente de zero sugere que as taxas marginais não variariam sistematicamente entre níveis de escolaridade quando o tempo de trabalho fosse padronizado pelas semanas trabalhadas no ano.

buição das taxas médias de retorno da educação sobre a desigualdade da renda e comparar tais efeitos com os resultados de alterações nas variáveis explicativas.

A fonte básica dos dados é uma amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. A população em estudo restringe-se a brasileiros na força de trabalho civil no setor urbano, do sexo masculino, não-estudantes.[29] O estudo inclui os que estavam desempregados mas procurando emprego à época do censo. A população também se restringe a pessoas entre 14 a 60 anos, com renda monetária diferente de zero. Todos os dados sobre renda e custos da educação foram ajustados através de um índice de diferenças de custo de vida.[30]

A renda do trabalho é representada pelas declarações de rendimento fornecidas ao censo, pois ainda restringimos a população em estudo a empregados e profissionais autônomos, excluindo empregadores e outras pessoas que trabalham por conta própria.[31] A

[29] Os estudantes que trabalham estão excluídos da amostra. Suas atividades escolares, quando diurnas, representam uma limitação ao trabalho em tempo integral. Uma vez que o modelo adotado não prevê a distinção entre estudantes e não-estudantes, os efeitos da variável tempo de trabalho, para o primeiro grupo, não seriam comparáveis aos efeitos no restante da população.

[30] Os ajustamentos para diferenciais de custo de vida foram efetuados através de um índice construído com os salários mínimos por município. O ajustamento da renda mostrou-se satisfatório, pois várias medidas de concentração revelaram valores menores para os dados de renda ajustados do que para os não ajustados. A variância do logaritmo da renda diminuiu de 0,752 para 0,717 (renda anual). Os índices de Gini e de Theil foram reduzidos de 0,518 e 0,541 para 0,512 e 0,533, respectivamente (renda mensal). Os ajustamentos também foram aplicados aos dados utilizados para calcular a renda potencial e a não recebida. Os dados de custos da educação foram ajustados com um índice de valores regionais, construído a partir dos salários mínimos médios em cada Estado, ponderados pela participação da PEA por Estado no total da região.

[31] O ponto de partida da análise desenvolvida no trabalho é um modelo de investimento em capital humano. Aí não cabem os empregadores, de vez que sua renda não é função desses investimentos. Já para os autônomos, parte dos diferenciais de seus ganhos seria, no modelo utilizado, função de diferenças de escolaridade, e parte seria função de diferenças de investimentos em capital físico nos seus escritórios, oficinas, etc. Na categoria de autônomos, optou-se por incluir apenas os profissionais de nível superior. Para estes, a razão investimentos em capital humano/investimento em capital físico provavelmente seria bastante menor do que para os demais autônomos.

renda média mensal foi multiplicada por 12 para obtermos uma medida anual da variável dependente.[32] Os anos de escolaridade utilizados no cálculo dos investimentos em educação referem-se ao último ano completado pelo entrevistado, ao qual se perguntou também a idade.

Uma medida adequada da estabilidade no emprego é o número de meses de trabalho por ano ou o número de semanas de trabalho por mês ou por ano. Para as atividades agrícolas e extrativas (excluindo mineração), o censo registra quatro intervalos de classe para o número de meses de trabalho no período de 12 meses anterior à data do censo. Utilizamos pontos médios desses intervalos de classe para representar o número de meses de trabalho por ano nessas atividades. Para as atividades não agrícolas, as informações encontram-se em quatro intervalos de classe de horas de trabalho na semana anterior à data do censo, e aqui também tomamos os pontos médios de cada intervalo. Como nosso estudo original incluía tanto as atividades agrícolas quanto as não agrícolas, a fim de obter uma medida comum da estabilidade de emprego esses pontos médios foram convertidos em meses de trabalho, supondo-se que um número maior de horas de trabalho corresponda a mais semanas e, portanto, a mais meses por ano.[33]

4 — Educação e desigualdade de renda em 1970

Os efeitos das variáveis explicativas sobre a distribuição da renda podem ser analisados utilizando-se a função de desigualdade de renda — equação (4) — na qual inserimos as estimativas dos coeficientes das variáveis educação, idade e emprego, bem como das

32 No cálculo da renda anual, o procedimento adequado, para os empregados que se beneficiam da legislação trabalhista, seria multiplicar a renda mensal por 13. Contudo, o mesmo não se aplica aos profissionais autônomos. Optou-se por considerar, para o conjunto da população em estudo, 12 meses de salário por ano.

33 A existência de casos que não satisfazem a esta suposição tende a atenuar os efeitos da variável emprego sobre a renda. Ver discussão adiante.

correlações, variâncias e desvios-padrão dessas variáveis. Os parâmetros de função de renda — equação (1) — foram estimados pelo método de mínimos quadrados comuns, e obtivemos (razões t entre parênteses): [34]

$$LOGY = 6{,}411 + \underset{(2.120{,}9)}{0{,}172\ EDU} + \underset{(958{,}3)}{0{,}022\ IDA} + \underset{(188{,}9)}{0{,}190\ LOGL} \qquad (6)$$

$R^2 = 0{,}497$
$N = 5.865.794$

As estimativas da função de desigualdade de renda são apresentadas na Tabela 1. Na primeira coluna encontram-se as contribuições dos componentes educação, idade e emprego, bem como as contribuições conjuntas dessas variáveis para a concentração da renda. As contribuições relativas dos componentes encontram-se na coluna adjacente e são necessárias para uma análise comparativa da desigualdade de renda. Dado que a variância residual pode diferir entre populações diversas, variações no tamanho da contribuição em diferentes estimativas não refletem necessariamente alterações na importância *relativa* de cada componente.

O poder explicativo do modelo também pode ser obtido a partir da função de desigualdade de renda. A variância do log de renda explicada pelo modelo é $Var\ (Y)^* = 0{,}356$ e a desigualdade de renda observada é $Var\ (Y) = 0{,}717$. Assim, $R^2 = 0{,}356/0{,}717 = 0{,}497$, que é o coeficiente de determinação apresentado anteriormente. Note-se que, dado o grande número de casos, $\bar{R}^2 = R^2$. Isto é válido também para as outras estimativas apresentadas no estudo.

[34] Os resultados apresentados foram obtidos a partir de dados da amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. A Fundação IBGE, após análise dos dados colhidos, na qual foram efetuadas comparações com a amostra de 25% e com o universo, ponderou diferencialmente os casos da amostra de 1,27%. Os fatores de ponderação correspondem a fatores de expansão, corrigidos para os diferentes subgrupos de indivíduos da amostra. O valor médio dos fatores de expansão corrigidos é de aproximadamente 78. As regressões foram estimadas para a amostra expandida (diferencialmente) e os valores de N que aparecem no texto correspondem ao número de casos do universo. Nestas circunstâncias, a informação relativa aos valores t não é estritamente indispensável, já que os testes de hipótese também não o são.

TABELA 1

Contribuições de investimentos em educação, idade e emprego para a desigualdade de renda em 1970

Componentes[a]	Efeitos	Efeitos Relativos (%)
(E)	0,280	78,7
(I)	0,057	16,0
(L)	0,002	0,6
(E,I)	0,020	5,7
(E,L)	−0,003	− 0,7
(I,L)	−0,001	− 0,1
Desigualdade Explicada = $Var\ (Y)^*$	0,356	100
Desigualdade Observada = $Var\ (Y)$	0,717	
$R^2 = Var\ (Y)^* / Var\ (Y)$	0,497	

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970.

[a]Cada componente corresponde a um dos termos do lado direito da equação (5), na ordem em que aparecem no texto.

O componente educação (retorno e distribuição da educação) tem o maior efeito positivo sobre a desigualdade de renda: ele é responsável por 79% da variância explicada no log da renda. O efeito do componente idade também é positivo, mas corresponde apenas a 1/5 dos efeitos da educação. A distribuição relativa do emprego também tem um efeito positivo sobre a distribuição da renda, porém bastante reduzido.

Os resultados indicam uma contribuição positiva e significativa da distribuição da educação, da experiência e do emprego para a concentração da renda do trabalho. Isso implicaria que, permanecendo constantes os demais fatores, quando aumentasse a variância dos investimentos em educação na força de trabalho também aumentaria a desigualdade de renda. Continuando com a suposição *caeteris paribus*, a mesma inferência seria válida para a distribui-

ção da experiência — aproximada pela distribuição da idade — e para a distribuição relativa do emprego.

Esses resultados estão de acordo com estudos realizados nos EUA (Estados como unidades de observação), [35] Canadá (províncias), Países Baixos (regiões geoeconômicas), México (amostra de trabalhadores do sexo masculino) e Porto Rico (força de trabalho do sexo masculino). [36] Num estudo envolvendo grande número de países desenvolvidos e em desenvolvimento, Lydall [37] também encontrou uma relação positiva entre desigualdade de educação e desigualdade de renda.

A função de desigualdade de renda também indica que quanto maior a taxa média de retorno da educação e/ou quanto mais elevado o ganho médio proporcional da experiência, maior a concentração da renda, mantidas constantes as demais variáveis. Por outras palavras, para uma mesma distribuição de investimentos em educação (ou experiência), à medida que o retorno médio da educação (ou da experiência) aumenta, a distribuição da renda torna-se mais desigual. Note-se que aqui nos referimos a um retorno *médio* da educação, mas variações nas taxas de retorno também produziriam um efeito relevante sobre a distribuição da renda. Na próxima seção, analisaremos os efeitos de variações nas taxas de retorno.

Nossos resultados contrastam acentuadamente com os de Chiswick e Mincer [38] para os Estados Unidos, onde o componente educação é pequeno se comparado aos efeitos relativos da idade e do emprego. [39] A diferença no valor do componente educação pode ser

[35] Becker e Chiswick, *op. cit.*, e B. Chiswick, *Income Inequality*: *Regional Analysis within a Human Capital Framework* (Nova York: National Bureau of Economic Research, 1974), Cap. 4.

[36] B. Chiswick, *op. cit.*, Cap. 4 e 5.

[37] H. Lydall, *The Structure of Earnings* (Londres: Oxford University Press, 1968), pp. 209-214.

[38] B. Chiswick e J. Mincer, *op. cit.*, pp. S34-66. Os autores valeram-se de dados censitários de 1959 para a força de trabalho masculina, exclusive atividades agrícolas.

[39] O estudo não informa as contribuições *relativas*, mas elas podem ser calculadas a partir dos resultados apresentados. Estas são: educação = 14,5%; idade = 41,3%; emprego = 49,3%. Ver B. Chiswick e J. Mincer, *op. cit.*, p. S42.

devida a uma taxa média de retorno mais elevada e/ou a uma dispersão dos investimentos em educação. A identificação do fator responsável por essa diferença requer uma redefinição da nossa variável educação, pois os resultados não são estritamente comparáveis. No estudo aludido, os autores mediram a variável educação em "equivalentes de tempo" que empiricamente correspondem a anos de escolaridade, enquanto nós medimos a variável em "equivalentes de custos". Estimando nova regressão para os dados brasileiros [40] e avaliando uma nova função de desigualdade de renda, o componente educação mantém sua contribuição relativa de 78%, e a taxa média de retorno estimada é de 14%. A variância dos anos de educação é bastante semelhante nas populações estudadas no Brasil e nos Estados Unidos; entre elas há uma diferença de apenas 8%. Todavia, a diferença entre as taxas médias de retorno, o outro fator do componente educação, é substancial: ela é da ordem de 1/3. [41] Assim, a maior magnitude relativa do componente educação no caso brasileiro, quando comparada às estimativas para os Estados Unidos, seria atribuível à diferença entre as taxas de retorno.

Essas comparações referem-se a dois momentos no tempo: 1970 (Brasil) e 1959 (Estados Unidos). Não há resultados disponíveis com dados censitários de 1969 naquele país, mas há evidências que indicam ter a taxa média de retorno decrescido durante a década passada. [42] Já que a variância dos anos de educação tem exibido uma tendência igualmente de declínio, [43] o efeito do componente

40 Nesta nova regressão, a variável educação é medida de forma idêntica à adotada pelos autores, e obtém-se:

$$\ln Y = 6{,}198 + 0{,}141\ EDU^{*} + 0{,}023\ IDA + 0{,}186\ LOGI$$
$$(2.125{,}1) \qquad (99{,}7) \qquad (184{,}3)$$

$$R^2 = 0{,}497;\ N = 5.865.794$$

41 A variância dos anos de educação nos dados brasileiros e americanos é 14,03 e 12,95, respectivamente. O coeficiente de educação estimado para os Estados Unidos é 0,11.

42 M. Carnoy e D. Marenbach, "The Return to Schooling in the United States, 1939-1969", *in Journal of Human Resources*, nº 10 (1975), pp. 312-331.

43 Dados de Chiswick e Mincer, *op. cit.*, Tabela B10, p. S64

educação na variância do logaritmo da renda seria ainda menor em 1969 do que 10 anos antes.

A evidência para outros países poderia sugerir um padrão semelhante, ou seja, em países de maior nível de desenvolvimento a magnitude relativa do componente educação seria menor.[44] Há resultados que aparentemente indicam uma associação negativa entre a taxa média de retorno da educação e a desigualdade dos anos de educação na força de trabalho, por um lado, e o nível de desenvolvimento dos países, por outro.[45] Da perspectiva de capital humano, esse quadro representaria uma diminuição da desigualdade de renda, acompanhando o crescimento econômico.

Entretanto a evidência é de fato contraditória,[46] e além disso comparações a partir de dados de corte transversal para países com diferentes níveis de crescimento econômico podem levar a influências enganosas quanto a mudanças ao longo do tempo num dado país. E o Brasil é um exemplo desse caso. Assim, na década passada assistimos a um aumento da desigualdade nos anos de educação, conseqüência de uma expansão relativa mais rápida da oferta de educação a nível de 2.º grau (antigo ginasial) e do superior. Para a atual década, tudo indica que a tendência continuará. Nesse mesmo período, assistimos também a uma elevação da taxa média de retorno da educação[47] e, como se discute adiante (Subseção 5.2),

[44] As taxas médias de retorno (estimadas por regressão) para o México e Porto Rico são maiores do que para os Estados Unidos, e o componente educação — $(\bar{r}^*)^2\ Var\ (E^*)$ — de uma função de renda reduzida — $ln\ Y = f\ (EDUC^*)$ — apresenta comportamento semelhante. Ver B. Chiswick, *op. cit.*, Cap. 4, esp. Tabelas 4.2 e 4.3.

[45] Nas estimativas de G. Psacharopoulos e K. Hinchliffe, *Returns to Education* (San Francisco e Washington: Jossey-Bass, 1973), Tabela 6.2 e pp. 92-93, a taxa média de retorno é de 18% em países com renda *per capita* de 1.000 dólares ou mais, de 10% em países com renda *per capita* abaixo desse nível. Nos resultados de H. Lydall, *op. cit.*, Tabela 7.1, p. 2a, a distribuição de anos de educação na força de trabalho, medida pelo coeficiente de Lorenz, é maior nos países em desenvolvimento que nos desenvolvidos.

[46] Um exame mais detido dos resultados de G. Psacharopoulos e K. Hinchliffe, *op. cit.*, revela que dentro do grupo de países desenvolvidos a taxa média de retorno *cresce* à medida que sobe o nível da renda *per capita*.

[47] Em M. Carnoy, *op. cit.*, encontram-se estimativas das taxas médias de retorno (primário incompleto x superior completo) no período.

essa tendência deve continuar na atual década. Assim, mesmo numa abordagem de capital humano, no caso brasileiro as perspectivas seriam de aumento da desigualdade da renda.

Retornando às comparações dos nossos resultados com os de Chiswick e Mincer, analisemos as diferenças encontradas no componente idade. Sua contribuição relativa, no caso brasileiro (16%), é menos da metade daquela encontrada para os Estados Unidos. Em nossos resultados, a variância da idade é apenas um pouco maior (4%) do que a da população estudada naquele país, porém o oposto se verifica para o coeficiente da idade; nossa estimativa corresponde a quase metade do valor obtido para os dados censitários americanos.[48]

Essas comparações sugerem que a diferença no valor do coeficiente é o principal fator responsável pela maior contribuição do componente idade naquele país. Numa abordagem de capital humano, onde este coeficiente seria indicador de diferenciais nos retornos dos investimentos pós-educacionais, surge a hipótese de variações na rentabilidade destes em relação à dos investimentos em educação. Nessa hipótese, o crescimento da oferta de educação, em circunstâncias onde a força de trabalho é altamente escolarizada, resultaria em um decréscimo no valor relativo da educação. A experiência tornar-se-ia um bem comparativamente mais escasso, comandando retornos mais elevados. Contudo, mesmo numa perspectiva de capital humano, a comparação dos resultados não fornece apoio adequado à hipótese. Em nossos dados aproximamos a renda do trabalho, excluindo da população os empregadores, mas eles encontram-se presentes nos dados americanos. Sua presença viesa para cima o coeficiente da experiência, de vez que idade e riqueza tem

48 Os coeficientes em nossa população e naquela estudada por Chiswick e Mincer são, respectivamente, 0,02 e 0,04. A função de renda empregada por esses autores contém uma aproximação empírica da variável anos de experiência na força de trabalho (ver nota 23). A formulação original de sua função de renda continha um termo "experiência ao quadrado", que foi suprimido no modelo estimado. Devido a essa exclusão, os autores empregaram no cálculo da função de desigualdade de renda, um valor para o coeficiente da experiência que corresponde à metade do valor originalmente estimado. Assim, as diferenças entre nossos resultados e os daqueles autores são efetivamente maiores do que as apresentadas no texto.

associação positiva. Nessa perspectiva, tanto o maior coeficiente da "experiência" quanto a maior contribuição relativa do componente na desigualdade da renda, naquele país, podem estar refletindo os efeitos dos retornos de capital físico.

Na contribuição do componente emprego, que no estudo de Chiswick e Mincer representa cerca de 50% da variância explicada do log da renda, está a maior diferença entre os nossos resultados e os desses autores. Um coeficiente mais elevado para a variável emprego, uma variância relativa maior desta variável,[49] ao lado de sua associação mais intensa com o log da renda, consistem, do ponto de vista estatístico, nos fatores responsáveis pela diferença registrada. Ainda nesta perspectiva, a comparação dos resultados destaca a menor importância relativa dos componentes educação e idade, no caso americano, aos quais se pode atribuir cerca de 30% da variância do log da renda, e a relevância estatística desses componentes no caso brasileiro, aos quais é atribuível a totalidade dos 50% da desigualdade que são explicados pela regressão.[50]

Cabe aqui uma análise sucinta da variável emprego. A correlação de ordem zero entre o log da renda e a variável emprego é muito baixa, e sua contribuição para a desigualdade de renda no setor urbano é igualmente reduzida. Poder-se-ia então argumentar que não é plausível a suposição de um maior número de horas de trabalho por semana associado a um número de meses de trabalho

49 Os valores do coeficiente e da variância do log do tempo de trabalho são, respectivamente, 0,19 e 0,061.

50 Pode-se calcular a magnitude da contribuição desses componentes através de uma função de desigualdade de renda onde o componente emprego seja eliminado. Assim, esta função se reduz a três termos:

$$Var\ (Y)^* \cong (E) + (I) + (E,I)$$

Estes três termos foram anteriormente avaliados (Tabela 1), e para os dados brasileiros obtém-se aproximadamente:

$$Var\ (Y)^* \cong 0{,}280 + 0{,}057 + 0{,}020 \cong 0{,}357$$

Para os dados americanos:

$$Var\ (Y)^* \cong 0{,}064 + 0{,}181 - 0{,}049 \cong 0{,}196$$

Dado que a variância explicada é $R^2 = Var\ (Y)^*/Var\ (Y)$, para os dados brasileiros $R^2 \cong 0{,}357/0{,}717 \cong 0{,}50$ e, para os dados americanos, $R^2 \cong 0{,}196/0{,}648 \cong 0{,}30$.

por ano. Contudo os dados sugerem que a aproximação feita é adequada. No setor rural, a maioria dos indivíduos declarou o número de meses trabalhados e, no setor urbano, a maioria das pessoas declarou o número de horas semanais de trabalho. Ora, a variância de nossa variável emprego (em logs) é 0,062 para o setor rural e 0,060 para o setor urbano, ou seja, uma diferença desprezível.

Assim, a resposta à discrepância entre a expectativa de um substancial efeito do emprego sobre o nível de distribuição da renda e o pequeno efeito observado poderia estar na natureza das informações fornecidas ao recenseador. É possível que as informações sobre tempo de trabalho não sejam bastante exatas, resultando numa atenuação dos efeitos do emprego sobre a renda.[51]

A fonte dos reduzidos efeitos do emprego sobre a renda também pode originar-se da informação sobre rendimentos, fornecido ao censo. Como já assinalamos, o dado do censo é a renda média mensal que, multiplicada por 12, resultou em nossa variável renda anual. É possível que alguns trabalhadores com rendas mensais não variáveis tenham declarado sua última renda mensal em vez da média anual. Se, além disso, esses trabalhadores não estiveram empregados o ano todo, o resultado seria uma redução da correlação entre o log da

51 Parece que essa atenuação teria sido homogênea quanto aos diversos grupos e setores da população em estudo. Assim, por exemplo, a variância do log de meses de trabalho para todos os empregados rurais, incluindo analfabetos, é de 0,098, enquanto que para trabalhadores rurais, excluindo analfabetos, é de 0,062. No setor urbano, a variância para autônomos qualificados, excluindo profissionais e gerentes, mas incluindo analfabetos, é de 0,081. A variância observada para trabalhadores autônomos "marginais" (trabalhadores manuais sem uma ocupação específica e outros como engraxates, sapateiros, jardineiros) é muito maior, ou seja, 0,133. Portanto, apesar da hipótese de atenuação, os resultados são comparáveis entre os diversos grupos. As informações parecem ser mais ou menos homogeneamente viesadas na direção da média, mas a magnitude relativa da dispersão entre os diferentes grupos está de acordo com a expectativa de que indivíduos mais qualificados estão menos sujeitos a desemprego. Outra hipótese explicativa, mas que não exclui a anterior, é a de que a suposta correspondência entre mais horas de trabalho por semana e mais meses de trabalho por ano de fato não se verifica na maioria dos casos. Isso significa que a variável tempo de trabalho não seria um indicador adequado da estabilidade do emprego, embora a variável ainda fosse útil para padronizar os efeitos da educação e da experiência sobre a renda.

renda e o log do tempo de trabalho. Há evidência sugerindo que isso pode ter acontecido. Para as pessoas que trabalham por conta própria a correlação ainda é fraca, porém maior do que para os empregados, já que a renda mensal dos autônomos é tipicamente variável durante o ano e, portanto, é menos provável que estes declarassem sua renda no último mês.

Não dispomos de mais informações para estudar as hipóteses levantadas. De qualquer modo, deve estar evidente que elas não implicam um viés para cima nas contribuições da educação e da idade para a desigualdade de renda; antes, sugerem que a contribuição total do componente emprego pode ser maior do que sua contribuição observada e, assim, que o poder explicativo do modelo, bastante grande para microdados (cerca de 0,50), seria ainda maior do que foi medido.

Resumindo, os resultados com dados de corte transversal, obtidos para o setor urbano, confirmariam as previsões da teoria de capital humano. A distribuição da renda na população em estudo mostra-se estatisticamente dependente das taxas médias de retorno da educação e da experiência, da distribuição de investimentos em educação e, num grau menor, da estabilidade de emprego. Os efeitos conjuntos das covariâncias de educação e idade, educação e emprego e idade e emprego sobre a desigualdade são reduzidos. No seu conjunto, todos estes fatores explicam, no sentido estatístico do termo, cerca de 50% da observada desigualdade de renda.

Uma implicação dos resultados obtidos é a de que quanto maior a desigualdade de investimentos em educação, ou quanto mais elevados seus retornos médios, maior seria a desigualdade de renda, permanecendo constantes os demais fatores. Nesta perspectiva, a distribuição da educação seria uma variável relevante para políticas que pretendam modificar a distribuição da renda do trabalho. O mesmo se aplicaria à taxa média de retorno da educação, na medida em que é afetada pelas mudanças nos níveis de salário que não dependam de relações de oferta e demanda de escolaridade (por exemplo, aumentos nos níveis de salário mínimo). Para examinar os efeitos relativos das mudanças na educação e nos seus retornos sobre a desigualdade de renda, precisamos primeiro avaliar sua magnitude. Tratemos agora desses e de outros efeitos relevantes.

5 — Mudanças na desigualdade: 1960/80

Nesta seção analisaremos os efeitos de alterações ao longo do tempo nas variáveis explicativas e nos parâmetros de interesse na função de desigualdade de renda. Observaremos inicialmente os efeitos de mudanças nas distribuições da educação e da idade, supondo que os coeficientes dessas variáveis não se alterem. Tomando 1970 como ano-base, este procedimento nos permite simular a desigualdade existente em 1960 e fazer projeções para 1980 apenas em função de mudanças na distribuição das variáveis em apreço. Em seguida, as projeções de simulações são feitas em função de modificações nos retornos da educação, mantendo constantes as variáveis explicativas. Na etapa seguinte, analisamos o papel desempenhado pelas alterações na estrutura da educação e da idade, comparando-o às conseqüências das variações nas taxas de retorno. Na última seção, examinaremos as causas das mudanças nessas taxas, na concentração da renda na década passada, e as perspectivas para a atual década.

5.1 — Alterações nas variáveis explicativas

Os efeitos de alterações na distribuição dos investimentos em educação, da idade e do emprego sobre a distribuição da renda foram avaliados utilizando-se a função ampliada de desigualdade de renda — equação (5). Para tanto, calculamos as derivadas parciais relativas às variáveis de interesse na equação (5).[52] Os resultados encontram-se na Tabela 2.

Segundo os resultados acima, havendo um aumento tanto na dispersão quanto no nível médio de investimentos em educação, a desigualdade de renda aumentará. O aumento de uma unidade no desvio-padrão dos investimentos em educação, mantidos constantes os demais fatores, produziria um aumento de 37% (0.264 pontos) na variância do log de renda.

As derivadas parciais também indicam que $Var(\ln Y)$ aumenta quando o nível médio dos investimentos em educação e a idade

[52] No Apêndice, encontram-se os resultados das derivadas parciais e os procedimentos básicos empregados na avaliação das mesmas.

TABELA 2

Efeitos das variáveis explicativas sobre a desigualdade de renda — 1970

$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial SD\ (E)} = 0{,}264$	$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial \bar{E}} = 0{,}075$	$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial R_{ei}} = 0{,}253$
$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial SD\ (I)} = 0{,}059$	$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial \bar{I}} = 0{,}126$	$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial R_{il}} = 0{,}022$
$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial SD\ (L)} = 0{,}007$	$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial R_{el}} = 0{,}050$	

FONTE: Apêndice.

média aumentam, *caeteris paribus,* ou, em outras palavras, à medida que se elevasse o estoque de investimentos em educação e pós-educacionais na força de trabalho, mais a distribuição da renda seria afetada pela distribuição das taxas de retorno desses investimentos. Se essa distribuição e os demais fatores permanecessem constantes, quando o estoque de investimentos crescesse, a desigualdade de renda também aumentaria.

Os efeitos de modificações na distribuição do emprego são bem reduzidos: os resultados indicam um aumento de 1% da desigualdade de renda para um aumento de uma unidade no desvio-padrão da variável. Já examinamos a pequena contribuição da variável emprego na seção anterior: parece que os dados nos fornecem uma subestimativa das alterações na variância do log de renda como conseqüência de mudanças na dispersão da variável emprego.

Os efeitos de alterações na correlação entre educação e emprego (R_{el}) e entre idade e emprego (R_{il}) são também pequenos (cerca de 7 e 3%, respectivamente). Por outro lado, variações unitárias na correlação entre educação e idade (R_{ei}) resultam numa alteração de 25% em *Var (ln Y)*. Contudo, deve-se notar que a alteração de uma unidade num coeficiente de correlação é uma mudança extremamente grande, de vez que um coeficiente de correlação varia de

+ 1 a — 1. Portanto, mesmo alterações drásticas em R ao longo do tempo provavelmente não produzirão modificações substanciais na variância do log da renda.

As derivadas parciais obtidas permitem-nos avaliar as alterações na variância do log da renda que ocorreriam entre 1970 e 1980, se na atual década o comportamento das variáveis em estudo seguir a tendência observada no período 1960-70. Além disso, as derivadas parciais também nos permitem obter uma aproximação da distribuição da renda em 1960, tomando 1970 como ano-base. Os dados disponíveis para efetuar essas simulações e projeções são bastante limitados e referem-se apenas à distribuição de anos de educação e de idade. Estas são, entretanto, as variáveis que apresentam os maiores efeitos sobre a desigualdade de renda na população estudada. Não há, para 1960, dados publicados que nos permitam computar os investimentos em educação em "equivalentes de custos", isto é, empregando os procedimentos de mensuração que adotamos até então. Assim, vamos restringir-nos a comparações em termos de investimentos "equivalentes de tempo", que empiricamente correspondem a anos de educação (daqui em diante denotados por I^*).

Para avaliar as modificações na variância do log da renda até 1980, supomos que as alterações na média e no desvio-padrão das variáveis educação e idade, registradas durante o período 1960-70, na população economicamente ativa,[53] aplicam-se à população em estudo no período 1970-80. Os resultados encontram-se na Tabela 3.

[53] Os valores observados em 1960 e em 1970 são os seguintes:

	$SD(E^*)$	$\bar{E}^*$	$SD(I)$	$\bar{I}$
1960	3,442	4,830	11,740	34,451
1970	3,830	5,573	11,783	32,528

Os dados sobre idade referem-se às seguintes faixas etárias: 15-19; 20-24; 25-29; 30-34; 35-39; 40-44; 45-49, e 50-59. Para efeito de cálculo das variâncias proporcionais entre 1960 e 1970, foram tomados os seguintes pontos médios de cada classe: 17, 22, 27, 32, 37, 42, 47, 52 e [illegible] anos de idade. Os dados sobre educação referem-se à força de trabalho do sexo masculino, excluindo a agricultura. Os dados sobre idade referem-se à força de trabalho do sexo masculino. Os números apresentados acima foram obtidos [illegible] os resultados publicados do censo. Ver FIBGE, *Censo Demográfico do Brasil: VII Recenseamento Geral — 1970*, série nacional, vol. I (Rio de Janeiro, [illegible]), Tabelas 21 e 22, pp. 81-89.

TABELA 3

Variações estimadas na desigualdade de renda – 1970/80 [a]

Derivadas Parciais em Relação aos Desvios-Padrão e Médias	Anos de Educação E_i^*	Idade I_i	Totais
$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial SD\ (X)}$	0,098[b]	0,002	0,010
$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial \overline{X}}$	0,093	0,010	0,103
Totais	0,191	0,012	0,203

FONTE: Ver texto.

[a] Os valores das derivadas parciais, utilizando os anos de educação e idade, são os seguintes:

$$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial SD\ (E^*)} = 0{,}245 \qquad \frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial SD\ (I)} = 0{,}051$$

$$\frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial E^*} = 0{,}125 \qquad \frac{\partial Var\ (ln\ Y)}{\partial I} = 0{,}126$$

Estes valores foram calculados utilizando-se as médias e os desvios-padrão de educação e idade na força de trabalho (ver nota anterior), as estimativas de *Var* (*r'*) e *Var* (*r**) obtidas anteriormente (ver Apêndice) e os coeficientes de educação e de idade na função $lnY_i = g(E_i^*, I_i, lnL_i)$. A estimativa desta função é:

$$ln\ Y = 6{,}198 + \underset{(2.125{,}1)}{0{,}141}\ EDU^* + \underset{(999{,}7)}{0{,}023}\ IDA + \underset{(184{,}3)}{0{,}186}\ LOGL, \qquad (6')$$

onde EDU^* se refere a anos de educação, as estatísticas *t* estão entre parênteses, as outras variáveis foram definidas anteriormente, $R^2 = 0{,}497$ e N = 5.865.794.

[b] O cálculo das variações estimadas na desigualdade de renda para o período 1970/80 pode ser ilustrado tomando-se os efeitos das mudanças proporcionais na distribuição de educação. O desvio-padrão dos anos de educação aumentou, entre 1960 e 1970, de 3,442 para 3,830, ou seja em 0,398 pontos. Multiplicando-se o valor desse aumento pelo valor da derivada parcial $\partial Var\ (ln/\partial SD(E^*)$, que é de 0,245, obtém-se 0,098. Este valor corresponde ao aumento da desigualdade da renda devido ao aumento da dispersão dos anos de educação. O mesmo procedimento se aplica às demais mudanças.

É provável que a variância dos anos de educação na PEA continue a aumentar entre o ano-base e 1980, de vez que a oferta de educação tem crescido a taxas mais elevadas no 2.º grau e no ensino superior e que as previsões disponíveis[54] indicam o mesmo padrão de expansão. Projetando-se a tendência observada na última década e mantendo-se constantes as demais variáveis, o aumento da variância da educação provocaria um aumento de 14% (0,098 pontos) na concentração da renda. O crescimento projetado para a média de anos de educação corresponde a um aumento semelhante (13%). No seu conjunto, os efeitos previstos sobre a desigualdade são substanciais: a variância do log de renda registraria um aumento de cerca de 28% (0,203 pontos) até 1980.

Não dispomos de dados comparáveis sobre as mudanças na correlação de educação e idade entre 1960 e o ano-base, mas diante da grande expansão na oferta de educação em relação à taxa de crescimento da PEA é lícito esperar que essa correlação se torne cada vez mais negativa. Para a população em estudo, no ano-base essa correlação era muito pequena mas significativa e positiva ($R_{ei} = 0{,}06$). Para todos os trabalhadores do sexo masculino com educação primária, a correlação entre educação e idade, embora ainda fraca, era maior e negativa ($R_{ei} = -0{,}09$). Devido à falta de dados comparáveis, vamos supor que a diferença entre esses valores se aplica às alterações na força de trabalho resultantes da expansão da educação entre 1970 e 1980.[55] Isso provocaria uma redução de 6% (0,039 pontos) na concentração da renda.[56] Portanto, o aumento *total* na concentração, devido a alterações nas variáveis

[54] O presente trabalho foi originariamente preparado em 1975. Naquela época, predominavam taxas relativamente mais elevadas na expansão do 2.º grau e do ensino superior. No corrente ano de 1979 o Governo Federal pretende dar início a uma modificação nessa tendência concedendo prioridade ao ensino do 1.º grau.

[55] Note-se que $R_{ei} = 0{,}09$ é um valor hipotético. Mas em países mais desenvolvidos, com níveis bem mais elevados de escolaridade na força de trabalho, como os EUA, o coeficiente tinha em 1960 [illegible]. Assim, é provável que nossa hipótese subestime a [illegible] da desigualdade de renda.

[56] Tomemos então o valor da derivada parcial em apreço, isto é, $\partial\, Var\ (ln\ Y) / \partial R_{ei} = 0{,}262$. A redução em R_{ei} é $|0{,}06 - (-0{,}09)| = 0{,}15$. Logo, a diminuição em $Var\ (ln\ Y) = (-0{,}15) \cdot (0{,}262) = 0{,}039$.

em estudo, mantidos constantes os outros fatores, seria de 0,163 pontos, ou 23%. A variância do log da renda cresceria de 0,717 no ano-base para 0,880 em 1980.

Continuando a análise das modificações na concentração da renda a partir de alterações nas variáveis explicativas, simulamos a distribuição da renda em 1960. De modo análogo às projeções de desigualdade para 1980, acima examinadas, supomos que os coeficientes da função de renda, estimados para 1970, mantiveram-se inalterados no período 1960/70. Para realizarmos essa simulação, valemo-nos das alterações nos perfis educacionais e de idade nesse período, utilizando os resultados da Tabela 3 (coluna "totais"), acrescentando-lhes um sinal negativo. Com esse procedimento, a distribuição simulada em 1960 apresenta, em relação à desigualdade observada no ano-base, reduções que são simétricas aos aumentos projetados para 1980.

Se além dessas alterações supusermos que a variação hipotética em R_{ei}, projetada para o período 1970/80, também é simétrica em relação à variação entre 1960 e o ano-base, a desigualdade de renda em 1960 teria sido de 0,0394 pontos menor do que em 1970. Em resumo, dadas as distribuições aproximadas de educação e idade e a associação hipotética dessas variáveis em 1960, nossa medida da desigualdade em 1960 seria $Var\ (ln\ Y) = 0{,}554$. Antes de examinarmos as implicações dessas mudanças, avaliemos as alterações na desigualdade associadas a variações nas taxas de retorno.

5.2 — Variações nas taxas de retorno e na desigualdade

No método de análise que adotamos, as mudanças na desigualdade de renda estimadas anteriormente não levam em conta variações nas taxas de retorno da educação. A adoção deste procedimento é intencional, pois nos permite estudar separadamente os efeitos de alterações nas variáveis explicativas e os de variações num importante parâmetro da função de renda.[57] Nesta parte do trabalho,

[57] Devido à inexistência de informações sobre mudanças no coeficiente da variável idade, entre 1960 e o ano-base, restringimos essa etapa de nossa análise aos efeitos de variações nas taxas de retorno da educação.

simulamos a desigualdade em 1960 e projetamos a concentração para 1980 em função de mudanças nas taxas de retorno da educação. Em seguida, comparamos os resultados devidos a essas mudanças com aqueles obtidos na seção anterior.

Para avaliar os efeitos das variações nas taxas médias de retorno da educação sobre a desigualdade, desagregamos a variância total do log de renda, no ano-base, numa soma ponderada da variância *entre níveis* da educação — $Var\ (ln\ Y)_E$ — e da variância *dentro dos níveis* de educação — $Var\ (ln\ Y)_D$.[58]

Desagregando a desigualdade total — $Var\ (ln\ Y)_T$ — observada em 1970 nos seus componentes inter e intragrupos, obtém-se:

$$Var\ (ln\ Y)_T = 0{,}276 + 0{,}441$$

onde $Var\ (ln\ Y)_E = 0{,}276$ (para quatro níveis de educação — os antigos primário, ginasial, colegial e superior) e $Var\ (ln\ Y)_D = 0{,}441$.

O passo seguinte consiste em estimar a variância do log da renda entre níveis educacionais, nos anos de 1960 e 1980, como resultado de alterações nas taxas de retorno da educação. Este procedimento permitirá gerar estimativas da distribuição de renda nesses dois anos, tomando 1970 como ano-base.[59]

58 Isso pode ser obtido a partir da seguinte equação:

$$Var\ (ln\ Y_j) = \sum_{g=1}^{4} \frac{N_g}{N} (\overline{ln\ Y_g} - \overline{ln\ Y})^2 + \sum_{g=1}^{4} \frac{N_g}{N} \left[\sum_{j=1}^{N_g} (ln\ Y_j - \overline{ln\ Y_g})^2 / N_g \right]$$

onde:

Y_j = renda do *j*-ésimo indivíduo na população;

$\overline{ln\ Y}$ = média aritmética do log da renda na população;

$\overline{ln\ Y_g}$ = média aritmética do log da renda de indivíduos no grupo *g*;

$g = 1, 2, 3, 4$ são os quatro grupos de educação; e

$N_g = 1, \ldots, n_g$ é o número de pessoas em cada grupo.

O primeiro termo do lado direito é a variância do log da renda entre grupos; o segundo é a variância dentro de cada grupo. Ver H. Theil, *Economics and Information Theory* (Chicago: Rand McNally, 1967), apêndice ao Cap. 4, pp. 121-124.

59 Supõe-se, na geração dessas estimativas, que a variância intragrupos não se altera. Esta suposição é ditada pela ausência de dados sobre variações nas taxas de retorno dentro de cada nível educacional. Isso resulta em subestimativas da concentração naqueles dois anos.

Para o cálculo da variância do log da renda entre grupos, precisamos conhecer a média do log da renda para cada nível educacional nesses dois anos. Isto pode ser obtido a partir da estimativa de quatro funções de renda, uma para cada nível educacional, e onde subseqüentemente se alterem os coeficientes da variável educação, de acordo com as modificações sofridas pelas taxas de retorno na década passada e conforme as variações previstas para essas taxas até 1980. As estimativas das quatro funções de renda encontram-se no Apêndice.

Há resultados publicados para as taxas médias de retorno dentro de cada nível educacional no País em 1960 e 1970.[60] Essas taxas são médias no sentido de que se referem a incrementos nos investimentos em educação do primeiro ao último ano de um dado nível de ensino, em vez de se referirem aos investimentos marginais em *um* ano adicional de educação. Devido ao fato de serem taxas médias, são comparáveis aos coeficientes das regressões por nível de ensino, estimados para nossa variável investimentos em educação.

As modificações observadas nas taxas médias de retorno na década passada estão apresentadas nas duas primeiras colunas da Tabela 4. Valendo-nos dessas modificações, podemos alterar os coeficientes das regressões para cada nível de ensino. Resta então determinar como modificaremos esses coeficientes. Quando tratamos, na seção anterior, das mudanças na distribuição da educação, pudemos prever com razoável confiança que, não ocorrendo mudanças revolucionárias na demanda de educação e ou nas políticas educacionais do Governo, a desigualdade e o nível médio de anos de educação na força de trabalho aumentariam na década atual. Mas as projeções das taxas de retorno da educação exigem uma breve discussão sobre seu comportamento na década anterior.

Num esquema simples de oferta e demanda, supondo-se condições competitivas, se a oferta de mão-de-obra com elevados níveis educacionais crescesse mais rapidamente do que a demanda, as taxas de retorno desses níveis educacionais cairiam. Se os salários fossem

[60] Ver C. Langoni, *As Causas do Crescimento Económico do Brasil* (Rio de Janeiro: APEC, 1974). Tabela 42, p. 105. As taxas apresentadas na Tabela 4 referem-se a 1960 e 1969. Supõe-se que as alterações ocorridas nesse período sejam representativas das modificações registradas na década passada.

Tabela 4

Variações nas taxas de retorno da educação e alterações correspondentes nos coeficientes da variável educação em 1960 e 1980

	Taxas de Retorno[a]		Coeficientes de Regressão da Variável Educação[b]			
	Variações Percentuais Observadas (1960/69)	Taxas de 1960 como Percentagem das Taxas de 1969	Estimados	Simulados	Projetados	
			1970	1960	1980[c]	1980[d]
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Primário....	−39,6	150,3	0,251	0,628	0,226	0,251
Ginásio.....	−22,0	128,2	0,155	0,354	0,147	0,155
Colegial.....	+27,5	78,5	0,317	0,243	0,338	0,338
Superior.....	+230,3	30,3	0,191	0,058	0,301	0,301

FONTES: Colunas (1) e (2): dados computados das estimativas apresentadas em C. Langoni, *As Causas do Crescimento...*, op. cit., Tabela 12, p. [illegible];

Coluna (3): estimativas de regressão por nível de educação (ver Apêndice);

Coluna (4): coluna (3) × coluna (2)/100;

Coluna (5): coluna (3) + [coluna (3) × coluna (1)/100];

Coluna (6): a mesma da coluna (3) para os dois primeiros níveis, para o colegial e o superior, a mesma da coluna (5).

[a] As taxas de retorno apresentadas em C. Langoni, *As Causas do Crescimento...*, *op. cit.*, são as seguintes:

	1960	1969
Primário Completo × Incompleto	71,2	43,0
Ginasial Completo × Incompleto	35,9	28,0
Colegial Completo × Incompleto	28,9	36,8
Superior Completo × Incompleto	10,7	35,3

[b] Supondo-se que as alterações observadas em [illegible]

[c] Supondo-se que as modificações nas taxas de retorno [illegible] daquelas observadas em 1960/70 (ver texto).

[d] Supondo-se que não tenha ocorrido [illegible] e ginásio e, para o colegial e o superior, [illegible] do observado na década passada (ver texto).

inflexíveis para baixo, o resultado seria aumento do desemprego da mão-de-obra qualificada. Durante o período 1960/70, a oferta de graduados com nível colegial e superior cresceu a uma taxa muito mais rápida do que a dos egressos do ginasial e do primário. A conseqüência, entretanto, não foi uma queda das taxas de retorno dos níveis educacionais mais elevados em relação aos mais baixos, e sim um *aumento* das taxas de retorno dos níveis colegial e superior (ver Tabela 4). Além disso, o desemprego da mão-de-obra mais qualificada aparentemente não se alterou.

O quadro descrito sugere que outras forças não incluídas num simples esquema competitivo de oferta e demanda fizeram sentir seus efeitos. Indica também que, num mundo onde uma substancial intervenção do Governo na economia é a norma em vez da exceção, [61] as previsões de um esquema conceitual construído sobre suposições competitivas não descrevem adequadamente o comportamento das variáveis em estudo.

Em particular, na economia brasileira no período 1964/67, o Governo desenvolveu um programa de redução da taxa de inflação, envolvendo um rigoroso controle de salários. A política de controle salarial ainda estava em vigor ao final da década passada e, como veremos adiante, ela teria ocasionado um forte impacto sobre as alterações ocorridas nas taxas de retorno. É provável que o padrão geral observado nas alterações dos retornos continue na década atual. Mas não é certo que as taxas de retorno dos níveis educacionais mais baixos continuem a diminuir tão rapidamente como ocorreu, enquanto as taxas dos níveis mais elevados continuarão a aumentar tão acentuadamente como nos anos anteriores.

Para projetar as alterações na desigualdade de renda para 1980 como função de variações nas taxas de retorno da educação, trabalharemos com duas suposições alternativas: a) a tendência geral observada em 1960/70 continuará, mas o ritmo de crescimento diminuirá ao longo dos anos (especificamente, supomos que as modificações proporcionais nas taxas de retorno na década atual corres-

[61] Ver, por exemplo, a discussão sobre mecanismos institucionalizados de controle de preços em W. Baer, I. Kerstenetzky e A. Villela, "As Modificações no Papel do Estado na Economia Brasileira", *in Pesquisa e Planejamento Econômico,* vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 883-912, esp. pp. 905-906.

pondam a 1/4 das alterações registradas na década anterior; e b) as taxas de retorno dos níveis educacionais mais baixos continuarão inalteradas, mas as taxas de retorno do colegial e do superior aumentarão a um ritmo menor do que no passado, na mesma proporção adotada em (a). Os resultados da aplicação desta hipótese aos coeficientes da variável educação encontram-se nas duas últimas colunas da Tabela 4.

Para simular a variância do log da renda em 1960 como resultado das alterações nas taxas de retorno da educação, utilizamos as modificações proporcionais efetivamente observadas nessas taxas durante a década passada — coluna (1) da Tabela 1. Os resultados de aplicação dessas variações proporcionais aos coeficientes da educação constam da coluna (4) da Tabela 4.

Tomando-se a alternativa de variação das taxas de retorno de educação definida no item (a) anterior, obtemos quatro equações de predição para 1980, uma para cada nível educacional:[62]

$$\overline{\widehat{LOGY_1}} = 6{,}332 + 0{,}226\ \overline{EDU_1^*} + 0{,}002\ \overline{IDA_1} - 0{,}193\ \overline{LOGI_1}$$

$$\overline{\widehat{LOGY_2}} = 6{,}375 + 0{,}147\ \overline{EDU_2^*} + 0{,}033\ \overline{IDA_2} - 0{,}076\ \overline{LOGI_2}$$

$$\overline{\widehat{LOGY_3}} = 4{,}837 + 0{,}338\ \overline{EDU_3^*} + 0{,}033\ \overline{IDA_3} - [illegible]\ \overline{LOGI_3}$$

$$\overline{\widehat{LOGY_4}} = 6{,}140 + 0{,}301\ \overline{EDU_4^*} + 0{,}015\ \overline{IDA_4} - [illegible]\ \overline{LOGI_4}$$

Essas equações de predição nos dão a renda média em logs por nível educacional em 1980. Com estes resultados, podemos calcular a variância do log de renda entre níveis educacionais e a variância total do log da renda, supondo-se que a variância intraníveis mantenha-se inalterada. Assim, a variância total do log da renda prevista para 1980 é $Var\ (ln\ \hat{Y})_{80} = 1{,}120$, o que representa um substancial aumento de 56% (0,679 pontos) na concentração obser-

62 Encontram-se no Apêndice as estimativas originais das regressões (1970), por níveis de educação, utilizadas para obter as quatro equações de predição. Supomos que os coeficientes de IDA_i e $LOGI_i$ continuem inalterados. Utilizamos as médias observadas em 1970 para as variáveis educação, [illegible] de vez que, no momento, estamos interessados apenas nos efeitos das mudanças nas taxas de retorno sobre a desigualdade.

vada em 1970. Compare-se esta variação com o aumento que resultaria de mudanças na estrutura da educação e da idade, que corresponde a apenas 23% (ver Tabela 5). Adotando-se a alternativa definida em (b) anteriormente, os resultados são muito semelhantes aos anteriores. Neste caso, a variância total prevista é $Var\ (ln\ \hat{Y})_{80} = 1{,}103$, o que corresponde a um aumento de 54% na desigualdade.

Para simular a distribuição da renda em 1960, substituímos os coeficientes de EDU_g^*, nas equações anteriores por aqueles apresentados na coluna (4) da Tabela 4. O resultado da simulação, que nos dá $Var\ (ln\ Y)_{60} = 0{,}564$, significa que as variações observadas nas taxas de retorno foram responsáveis por um aumento de aproximadamente 27% (0,153 pontos) na desigualdade total de renda na população em estudo, entre 1960 e 1970 (ver Tabela 5).[63]

Os resultados resumidos na Tabela 5 precisam ser qualificados. As alterações na desigualdade da educação e no nível educacional médio, utilizadas em nossas predições da variância do log da renda, referem-se a todos os trabalhadores não agrícolas. Esse grupo inclui estudantes que trabalham, enquanto a população que é objeto de nossa análise não os inclui. Dado que a proporção de estudantes dos níveis colegial e superior que trabalham é substancial,[64] e como esses níveis educacionais registraram grandes aumentos relativos na oferta durante

63 Uma menor concentração da renda em 1960, na população em estudo, está de acordo com resultados de estudos anteriores, que empregaram dados de *renda* total (e não renda do trabalho) observada em 1960 e 1970, e incluíram observações para *toda* a força de trabalho (ambos os sexos, empregados e empregadores, setores urbano e rural). Ver, por exemplo, R. Hoffmann e J. Duarte, *op. cit.*, pp. 46-66, e C. Langoni, *Distribuição da Renda...*, *op. cit.*, Caps. 2 e 3.

64 Nossos resultados com dados censitários, obtidos quando do cálculo da renda dos estudantes do sexo masculino e dos ganhos não recebidos por esses estudantes, mostraram que 15% dos alunos do ginasial na faixa etária modal de 14-17 anos trabalhavam à época do censo. Esta fração ascendia a 48% no nível ginasial (grupo etário 19-21 anos) e a 53% no superior (faixa de idade 22-26 anos). Ver J. Velloso, "Human Capital...", *op. cit.*, p. 231. Resultados de ordem de grandeza semelhante no ensino superior foram encontrados no estudo de S. Levy, "A Demanda pelo Ensino Superior e o Mercado de Trabalho de Profissionais no Brasil" (Brasília: IPEA/CNRH, 1973), p. 6, mimeo, que também se valeu de dados censitários, embora analisasse uma coorte mais jovem (18-25 anos) do que a nossa, esta mais próxima das idades modais nesse nível

Tabela 5

Resumo das mudanças na desigualdade de renda como função das alterações nas distribuições da educação, idade e taxas de retorno da educação — 1960 e 1980 [a]

Fontes	Δ *Var* (*ln Y*) Prevista — Para 1960	Δ *Var* (*ln Y*) Prevista — Para 1980	*Var* (*ln Y*) Prevista — 1960	*Var* (*ln Y*) Prevista — 1980
Δ E^*	−0,191	+0,191	0,527	0,908
Δ I	−0,012	+0,012	0,705	0,719
Δ R_{ei}	+0,039	−0,039	0,733	0,678
Δ (E^*, I R_{ei}	−0,163	+0,163	0,554	0,880
Δ r_g	−0,153	+0,403[b]	0,569	1,120
		+0,385[c]		1,103

FONTES: Linhas 1 e 2: Tabela 3;
Linha 3: ver texto;
Linha 4: soma de Δ *Var* (*ln Y*) nas linhas 1 e 3;
Linha 5: Tabela 4 (ver texto).

[a] $Var\ (ln\ Y)_{70} = 0{,}717$, observada em 1970.

[b] Supondo-se que as variações no coeficiente da variável educação sejam equivalentes a 1/4 das variações nas taxas médias de retorno da educação.

[c] Supondo-se que não ocorra alteração nas taxas médias de retorno do primário e do ginásio. Para os demais níveis de ensino as variações são aquelas definidas na nota *b*.

o período 1960/70, tudo leva a crer que os aumentos na variância da educação e, especialmente, no nível educacional médio estão superestimados em comparação com os aumentos efetivamente ocorridos na população em estudo. Essas diferenças destacam o já relevante papel das variações nas taxas de retorno para o aumento da concentração da renda naquele período. As mesmas diferenças implicam

de ensino. Evidência adicional nos fornece O. Rabello, *Universidade e Trabalho* (São Paulo: UNICAMP e INEP, Ministério da Educação e Cultura, 1975), pp. 27-29, num levantamento de oito grandes universidades, quando nos informa que cerca da metade de todos (ambos os sexos) os estudantes universitários trabalham; dentre os que não trabalhavam na ocasião do levantamento, cerca da metade já havia trabalhado anteriormente.

que os resultados das alterações na educação devem ser considerados como limites superiores das previsões para 1960 e 1980.

As projeções para 1980 indicam que os efeitos das mudanças nos retornos da educação ultrapassam os limites superiores dos efeitos das alterações na estrutura educacional e estrutura etária. Além disso, as modificações na composição educacional têm efeitos substancialmente maiores sobre a desigualdade do que as alterações na idade ou variações na correlação entre educação e idade. Assim, sob a ótica do capital humano, uma estratégia para reduzir a concentração da renda implicaria diminuição da desigualdade na educação. Isso poderia ser obtido, em princípio, mantendo os demais fatores constantes, através de uma expansão mais rápida da educação de 1.º grau (antigos primário e ginásio) em relação aos níveis educacionais mais elevados. Dependendo da taxa de expansão, a redução no desvio-padrão da educação poderia compensar o aumento no nível educacional médio, que, nessas circunstâncias, estaria crescendo a uma taxa mais lenta do que no período anterior. Se o declínio proporcional no desvio-padrão da educação no período 1970/80 fosse tão grande quanto o aumento observado na década anterior, nossos resultados indicam que o efeito líquido das alterações na educação seria redução na variância do log da renda, [65] embora esta fosse provavelmente pequena.

As previsões disponíveis para a década atual indicam uma política de continuação das tendências passadas na expansão do sistema educacional — aumentos relativamente maiores no número de egressos do antigo colegial e das faculdades — e ainda há oportunidade para mudança. [66] Contudo, essa mudança significaria um crescimento relativo mais rápido das pessoas com educação de 1.º grau. Este cresci-

[65] Ver os resultados da Tabela 3, indicando os aumentos da desigualdade associados a variações no desvio-padrão e na média dos anos de educação, segundo projeções das tendências observadas na década passada.

[66] Conforme assinalamos na nota 51, o presente trabalho foi originariamente preparado em 1975. Na tradução e breve revisão feita para sua publicação, geralmente preferimos nos manter próximos à forma e ao espírito do argumento original. No caso em apreço, e como melhor se verá adiante (Subseção 5.3), a vantagem dessa proximidade do original é destacar que *mesmo numa perspectiva de capital humano* a mudança de prioridades da expansão dos níveis de ensino não é condição suficiente para diminuição da desigualdade de renda.

mento, por sua vez, poderia resultar em retornos da educação de 1º grau ainda menores do que os observados em 1970, cujos níveis já foram relativamente baixos. Voltaremos a essa questão adiante, mas antes examinaremos o papel das mudanças nos retornos da educação.

As projeções para 1980 indicam que as taxas de retorno desempenharão um papel ainda mais importante do que na década anterior. O aumento de desigualdade, associado a aumentos relativamente pequenos nas taxas de retorno (bem menores que no passado), equivale ao *dobro* do crescimento da desigualdade, associado a mudanças nas variáveis explicativas (educação, idade e correlação entre educação e idade).

É importante comparar os dois efeitos alternativos previstos para as alterações nos retornos da educação. As projeções mostram que há uma diferença muito reduzida entre os valores da desigualdade em 1980, obtidos a partir das suposições alternativas (a) e (b). Essa pequena diferença sugere que os retornos da educação colegial e superior em 1970 eram bastante altos em relação aos retornos dos antigos primário e ginasial, refletindo a formidável mudança ocorrida no período 1960/70, quando a taxa de retorno da educação superior aparentemente mais do que triplicou (ver Tabela 4). Se até 1980 o aumento nos retornos dos níveis educacionais mais elevados corresponderam a apenas 1/4 do crescimento registrado na década anterior, a desigualdade de renda na população em estudo aumentará em aproximadamente 50% em relação a 1970.

Em suma, uma comparação das simulações da Tabela 5 indica que os aumentos dos retornos da educação colegial e universitária teriam sido em grande parte responsáveis pelo crescimento da desigualdade de renda atribuível a variações nas taxas de retorno. Esta comparação indica também que o comportamento futuro da distribuição da renda seria ainda mais sensível a variações nessas taxas. A indagação que naturalmente desponta é: por que os retornos da educação sofreram as mudanças registradas na década passada?

5.3 — Causas do aumento na desigualdade

Durante o período 1960/70, as pessoas com educação colegial e superior na força de trabalho tiveram um aumento de cerca de 50

e 30% em sua renda real, respectivamente. Para as pessoas com nível de instrução equivalente aos antigos primário e ginasial, o ganho em termos reais foi de apenas 10%, aproximadamente.[67] Essas diferenças foram observadas *apesar* de maior crescimento da oferta de pessoas com educação superior e colegial em comparação com a de indivíduos com menos instrução.

Num estudo anterior sobre distribuição da renda no Brasil,[68] Langoni dava a essas alterações uma interpretação bastante simples: a tecnologia utilizada no processo de industrialização do Brasil é essencialmente importada, sendo intensiva em capital, bem como em mão-de-obra qualificada. Então, argumenta que o crescimento relativamente maior da demanda de mão-de-obra qualificada, especialmente de pessoas com nível superior, é uma conseqüência natural do processo de desenvolvimento, particularmente do rápido crescimento ocorrido no Brasil no final da década de 60. Na continuação do seu argumento, a oferta de mão-de-obra qualificada é relativamente mais inelástica no médio prazo e, conseqüentemente, essa mão-de-obra desfrutou de quase-rendas na década passada, recebendo salários acima do valor do seu produto marginal. No futuro, segundo ele, a expansão da oferta de pessoas com níveis educacionais elevados corrigirá esse desequilíbrio temporário, com conseqüente redução da desigualdade de renda.

Um ano antes, e com raciocínio do mesmo teor, Simonsen argumentava que a aceleração do crescimento "... provoca, como efeito de transição, uma diferenciação entre o mercado de mão-de-obra qualificada e não-qualificada, intensificando a demanda e os preços no primeiro deles".[69] Contudo, segundo seu argumento, a expansão do sistema educacional levaria a um "melhor ajuste" entre oferta e demanda no mercado, reduzindo, assim, o hiato entre as rendas. Portanto, se as interpretações de Langoni e Simonsen fossem corretas, poder-se-ia atribuir ao processo de desenvolvimento brasileiro, com suas opções tecnológicas e aumentos diferenciados na demanda, a maior parte dos aumentos relativos nos retornos para os níveis mais

[67] Calculado com base em dados apresentados em C. Langoni, *Distribuição da Renda..., op. cit.*, Tabela 4.2, p. 86.

[68] *Ibid.*, pp. 87, 90, 97, 116 e 121.

[69] M. H. Simonsen, *Brasil 2002* (Rio de Janeiro: APEC, 1972), p. 58 (ver, também, pp. 56-60).

elevados de educação. Além disso, poder-se-ia esperar uma correção dos desequilíbrios por parte das forças de mercado, porquanto estas mesmas forças o teriam ocasionado.

Mas essa perspectiva otimista não é aceita por muitas das análises da questão, da mesma forma que a interpretação dos determinantes das quase-rendas não encontra respaldo na evidência. O raciocínio para se chegar a essa interpretação é, no dizer de Fishlow,[70] completamente circular, pois a natureza das modificações na demanda não é inferida de modo independente, mas a partir do aumento das rendas. Ademais, segundo esse autor, não há motivos para considerar as quase-rendas como conseqüência necessária ou natural do processo de crescimento econômico. Elas significam simplesmente que a remuneração do fator não está relacionada à sua oferta ou custo de oportunidade, podendo ser taxada sem afetar a alocação dos recursos. Em sua análise, o controle salarial para o combate à inflação (1964 a 1967/68), devido às prioridades de natureza política que foram adotadas, resultou em um aumento da concentração na década passada.[71] Essas modificações ocorreram sobretudo antes de 1967 e não durante o período de rápido crescimento que se seguiu a essa fase. Portanto, não constituem uma conseqüência do crescimento acelerado.

A hipotética correção de um desequilíbrio nos mercados de trabalho, com a eliminação dessas quase-rendas, também não seria um resultado provável da expansão da oferta de mão-de-obra qualificada. Como assinala Carnoy,[72] mesmo raciocinando-se num contexto de capital

70 A. Fishlow, *op. cit.*, pp. 4-10.

71 Seus dados referem-se a 1960, 1968 e 1969, e não são estritamente comparáveis, de vez que o primeiro conjunto é relativo ao censo demográfico e aqueles para 1968 e 1969 pertencem à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Contudo, de maneira geral a evidência apóia seu argumento. Nos antigos Estados da Guanabara e do Rio de Janeiro, assim como em São Paulo a renda real dos empregados permaneceu virtualmente inalterada entre 1960 e 1968, mas aumentou 28 e 18% para os empregados e autônomos, respectivamente. Após 1968, não se observam mudanças substanciais para quaisquer dos grupos. Nos dados para o Brasil como um todo, as diferenças não têm a mesma magnitude, embora a tendência seja semelhante (os dados referem-se a atividades não agrícolas). Ver A. Fishlow, *op. cit.*, Tabela 3, p. 7

72 M. Carnoy, "Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico no Brasil: Um Comentário", *in Revista de Administração de Empresas*, nº 14 (julho/agosto de 1974), pp. 86-93.

humano (no qual implicitamente se desenvolve o argumento de Langoni e Simonsen), a continuação do modelo brasileiro de desenvolvimento adotado entre 1964 e 1970 favoreceria, na atual década, cada vez mais a mão-de-obra de maior escolaridade em relação aos trabalhadores menos instruídos. Esta crescente diferença nas rendas dos dois grupos seria resultado de um processo de substituição do trabalho qualificado pelo de menor qualificação, semelhante ao que aparentemente vem ocorrendo nos EUA. À medida que os graduados de nível superior e colegial começam a ocupar os empregos onde anteriormente se encontravam os egressos do ginasial e primário, os salários médios do primeiro grupo tendem a se estabilizar, mas os do segundo tendem a diminuir. Com esse processo aumentam as diferenças de renda na população, favorecendo as pessoas de níveis de educação mais elevados.[73]

Além disso, como observa o autor, há uma gama relativamente ampla de opções quanto aos tipos de produtos a serem produzidos por uma economia em crescimento e quanto à tecnologia a ser empregada. Portanto, o crescimento diferencial da demanda de mão-de-obra qualificada, se ocorreu, é muito mais resultado de uma escolha do que uma conseqüência necessária do crescimento econômico. Por outro lado, em circunstâncias onde o direito de greve foi abolido desde 1964, há motivos para se acreditar que os salários dos trabalhadores de menor renda ficaram abaixo do produto marginal, enquanto os das ocupações profissionais mais favorecidas politicamente continuaram constantes ou aumentaram em relação ao produto marginal. Segundo o autor, concluindo o argumento, a evidência disponível indica que o programa de estabilização do Governo para conter a inflação (1964/67), caracterizado por um controle rigoroso dos salários, foi a principal causa da crescente concentração da renda no período.

Em Wells,[74] encontra-se evidência adicional dos efeitos desse programa (1964/67) e da política de controle salarial, ainda vigente

[73] Para um exame dos efeitos da "superescolarização", ver M. Carnoy, "Notes on Schooling...", *op. cit.*, pp. 20 e segs.

[74] J. Wells, *op. cit.* Ver também a discussão em P. Malan e J. Wells, "Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil", *in Pesquisa e Planejamento Econômico,* vol. 3, n.º 4 (dezembro de 1973), pp. 1.103-1.124.

ao final da década. O salário mínimo real caiu acentuadamente após 1964 e até 1970, e, como o autor assinala, o comportamento do salário mínimo é um determinante crítico da concentração da renda na economia brasileira. Os dados anuais (de diversas fontes) sobre a concentração da renda por ele utilizados indicam maior aumento na desigualdade em 1965 e 1966, registrando-se na maioria das vezes alterações pequenas ou nulas nos anos posteriores.

O salário mínimo real e a relação entre salários e valor agregado nas indústrias manufatureiras têm decrescido desde o final da década de 50, como informam Baer e Kerstenetzky.[75] Assinalam eles que o declínio nessa proporção reflete o crescimento de setores da indústria onde a razão capital/trabalho é elevada e "também reflete a diminuição nos salários reais, resultante das políticas governamentais de estabilização".[76] De fato, um exame dos dados por eles utilizados mostra que o salário mínimo real em São Paulo diminuiu quase tanto num prazo de seis anos (15% entre 1958 e 1964) quanto num período de três anos (1965/67), quando os efeitos dessas políticas mais se fizeram sentir.[77] Os resultados de Hoffmann[78] mostram uma brusca queda no salário mínimo real entre 1965 e 1968, descendo de um índice de 92 para 84 (1960 = 100), e uma continuação de sua queda até o final da década (1970 = 83), consequência da política de controle salarial que permaneceu em vigor. Em 1972, seu valor (85) ainda estava bem abaixo do nível registrado em meados da década de 60.

Em resumo, a evidência parece ser bastante sólida quanto aos efeitos dos fatores institucionais — quais sejam, o programa de estabilização do Governo e a política de controle salarial durante e após esse programa — sobre as alterações observadas no nível dos salários e na distribuição da renda do setor urbano durante a década passada.

75 W. Baer e I. Kerstenetzky, "The Brazilian Economy", in R. Roett (org.), *Brazil in the Sixties* (Nashville, Tenn.: Vanderbilt University Press, 1972), pp. 124-136.

76 *Ibid.*, p. 135.

77 Resultado obtido a partir dos dados de Baer e Kerstenetzky, *op. cit.*, Tabela 10, p. 136.

78 R. Hoffmann, *op. cit.*, Tabela 1, pp. 8 e 22. Os números apresentados referem-se ao Estado da Guanabara. Seus dados anuais fornecem um quadro mais exato das alterações do que o apresentado por Wells.

Nesse quadro, tudo indica que o aumento das taxas de retorno dos níveis educacionais mais altos em relação às dos níveis mais baixos durante o período analisado é, pelo menos em grande parte, uma conseqüência da intervenção do Estado na economia e não resultado de um livre jogo de forças de mercado. Aliás, como argumentamos em outro estudo, [79] os primeiros resultados disponíveis das mudanças no perfil de renda durante a década indicavam simplesmente que os trabalhadores com pouca instrução teriam obtido menores ganhos do que os das pessoas com elevados níveis de educação. Isto teria diminuído as taxas de retorno do primeiro grupo em relação às do segundo. Pesquisas subseqüentes demonstraram que a renda real média de pessoas com nível primário e ginasial aumentou aproximadamente 10%, enquanto a dos indivíduos com educação colegial ou superior registrou aumentos de 30 a 50%. Ora, nossa interpretação anterior e os resultados subseqüentes estão de acordo com os efeitos das políticas governamentais sobre as taxas de retorno. Enquanto empresários e executivos podem estabelecer seus próprios rendimentos, e a renda de profissionais autônomos decerto não é diretamente afetada por um arrocho salarial, as elevações do salário mínimo abaixo dos aumentos do custo de vida e uma política de controle salarial produzem um efeito maior sobre trabalhadores menos qualificados.

Os custos unitários institucionais da educação mostram tipicamente um padrão ascendente ao longo do tempo em vários países, [80] e o Brasil não foi exceção. [81] Ao contrário, o comportamento observado

[79] J. Velloso, "Education and Income Distribution: Brazilian Data", *in LACDES Newsletter*, n.º 2 (dezembro de 1972), pp. 25-32.

[80] Ver, por exemplo, P. Coombs e J. Hallack, *Managing Educational Costs* (Nova York e Londres: Oxford University Press, 1972), pp. 109 e seg.; e P. Coombs, *La Crise Mondiale de l'Education* (Paris: PUF, 1968), p. 290.

[81] Um aumento nos custos unitários reais da educação ao longo do tempo pode ser ocasionado por vários fatores. A busca por uma melhor qualidade de ensino, envolvendo escolas e salas de aula mais adequadas do que as existentes para o processo ensino-aprendizagem é um desses fatores. Materiais didáticos mais eficazes são outros fatores típicos. Estes fatores, entretanto, representam pequena parcela dos custos totais, pois no ensino de 1.º e 2.º graus os custos relativos a pessoal docente e administrativo constituem entre 75 e 90% do total. Aqui, a elevação do nível médio da titulação dos professores e

da renda pode contribuir para explicar tanto o comportamento dos custos quanto o das taxas de retorno. Assim, na década passada, a renda dos indivíduos com educação ginasial aumentou apenas 10%, enquanto a de egressos do antigo colegial cresceu quase 30%. Ora, isto significa que a renda desses egressos cresceu cerca de três vezes mais do que o custo de oportunidade da freqüência ao colegial, um dos principais componentes dos totais nesse nível de ensino. De forma semelhante, a renda dos graduados pelas faculdades aumentou mais de 50%, perto do dobro do crescimento (quase 30%) do custo de oportunidade do nível superior. Essas mudanças operaram no sentido de aumentar as taxas de retorno do atual 2.º grau e do superior. Por outro lado, a renda das pessoas com nível primário cresceu somente 14%, contra o referido aumento de 10% na renda dos egressos do ginasial,[82] diminuindo a taxa de retorno desse nível de educação. Portanto, não é de surpreender as mudanças registradas nas taxas de retorno. Ademais, conforme indicamos, esse comportamento foi pelo menos em grande parte resultado de forças exógenas às relações de oferta e demanda, que provavelmente desempenharam um papel secundário, se é que desempenharam algum.

Podemos agora voltar ao exame de possíveis políticas para reduzir a desigualdade de renda. Nossa breve discussão gira em torno da distribuição da educação e dos seus retornos, dado que estas seriam variáveis relevantes numa política redistributiva, segundo os resultados produzidos pelo modelo empregado. De imediato surgem duas alternativas: a) uma redução no desvio-padrão dos investimentos em educação; e/ou b) uma queda nas taxas de retorno dos níveis educacionais mais elevados em relação à dos níveis mais baixos.

Numa perspectiva de capital humano, a adoção de uma política de aumentos relativamente maiores na oferta de educação de 1.º grau

o crescimento dos salários reais dos docentes são os principais motivos do aumento real dos custos unitários ao longo do tempo. No caso brasileiro, apenas a elevação do nível médio da titulação dos professores teria sido o fator de maior peso no aumento dos custos reais na década passada, conforme testemunham a evidência estatística recente e os movimentos grevistas do professorado no corrente ano de 1979.

82 Dados de variações na renda tomados de C. Langoni, *Distribuição da Renda...*, *op. cit.*, Tabela 4.2, p. 86.

(antigos primário e ginasial) tenderia a reduzir a variância dos investimentos em educação e, permanecendo constantes os demais fatores, reduziria também a desigualdade de renda. Mas quando os demais fatores não permanecem constantes pode-se esperar uma queda nos retornos desse nível. O efeito líquido dependeria dos efeitos opostos de: a) uma equalização na distribuição da educação; e b) dos crescentes diferenciais nas taxas de retorno entre os níveis educacionais mais altos e mais baixos. Os resultados anteriormente obtidos indicam que variações nesses diferenciais têm maior peso na distribuição da renda. O provável resultado da política em apreço é uma distribuição da renda *mais* desigual.

Resumindo, as tendências observadas na década passada indicam, para a atual década, crescente desigualdade na distribuição da educação, elevação nos diferenciais das taxas de retorno entre níveis educacionais mais altos e mais baixos, e aumento da concentração da renda. A análise do quadro previsível mostra que, mesmo num contexto de capital humano, um declínio na variância da educação na atual década provocaria um aumento da desigualdade, pois uma queda relativa adicional nos retornos dos níveis educacionais mais baixos seria mais do que suficiente para neutralizar os efeitos do declínio na desigualdade de educação. Acresce que a análise da evidência destaca o papel primordial que teve a política econômica do Estado no aumento relativo (também absoluto) dos retornos dos níveis educacionais mais elevados na década passada. Quanto ao papel da tecnologia, é possível que a ênfase em tecnologias intensivas em capital tenha dado uma contribuição menor para esse aumento, e não há indicações de que a tendência se inverta na década atual. Deste modo, as perspectivas são de uma provável substituição da mão-de-obra menos qualificada pela mão-de-obra qualificada. Portanto, não é plausível que relações de oferta e demanda, no mercado, respondam a uma crescente oferta de graduados nos níveis educacionais mais altos através de um declínio relativo de suas taxas de retorno. Ao contrário, como forças exógenas a essas relações — leia-se a política econômica do Estado — foram os principais responsáveis pela crescente concentração da renda, é necessária uma inversão na orientação dessas forças para que a desigualdade diminua.

6 — Resumo e conclusões

Na primeira parte de nosso estudo, analisamos a distribuição pessoal da renda do trabalho, utilizando estimativas de corte transversal para a população economicamente ativa no setor urbano, do sexo masculino. Os resultados indicam que a desigualdade de renda é estatisticamente dependente das taxas médias de retorno da educação e dos ganhos diferenciais decorrentes da experiência, da desigualdade dos investimentos em educação, da distribuição de idade e, num grau menor, da estabilidade no emprego. Esses fatores, em conjunto, são estatisticamente responsáveis por cerca de 50% da desigualdade observada nas rendas do trabalho da mão-de-obra urbana masculina. Isso implicaria que, mantidos constantes os demais fatores, quanto maior a desigualdade dos investimentos em educação ou quanto mais elevados seus retornos médios, maior a desigualdade de renda.

A desagregação da função de desigualdade de renda mostra que ao componente educação (variância dos investimentos em educação e taxa média de retorno) cabem 79% da variância explicada do log da renda; ao componente idade (variância da idade e ganho médio proporcional à experiência) pode-se atribuir cerca de 16% da desigualdade de renda explicada pelo modelo: ao componente emprego apenas 1%, aproximadamente; e aos componentes conjuntos (educação e idade, educação e emprego e idade e emprego) caberiam os restantes 4%.

O efeito muito reduzido da variável emprego pode ser devido a uma subestimativa da variância do log do tempo de trabalho e/ou a uma atenuação da correlação entre tempo de trabalho e renda em relação ao parâmetro na população. Essas possibilidades, contudo, não implicam um viés para cima nas contribuições da educação e da idade para a desigualdade da renda, antes indicam que o efeito real do componente emprego pode ser maior do que sua contribuição medida. Conseqüentemente, o poder explicativo do modelo seria maior do que o observado.

Na Seção 4, estudamos as alterações na desigualdade de renda ao longo do tempo, efetuando projeções para 1980 e simulações para 1960, baseadas nas estimativas de corte transversal para 1970, bem

como em informações de outras fontes sobre as tendências no período 1960/70.

A análise das mudanças ao longo do tempo indica que as alterações na desigualdade são muito sensíveis a variações nas taxas de retorno entre indivíduos e/ou entre níveis educacionais e de experiência. Os resultados do modelo sugerem ainda que as modificações nas taxas de retorno da educação tiveram maior importância do que as variações na distribuição da educação e da idade para a crescente desigualdade registrada no período 1960/70.

As projeções das tendências observadas nas alterações das distribuições da educação e da idade nesse período, combinadas com a suposição de um crescimento atenuado das diferenças entre as taxas de retorno da educação, resultam em grandes aumentos na desigualdade até 1980. Alterações no perfil educacional e etário da força de trabalho, onde as primeiras são mais importantes do que as segundas, provocariam um crescimento de 23% na concentração da renda. Já as variações nos retornos da educação produziram um aumento duas vezes maior, ou seja, de 56%. Esse aumento seria de 53% caso os retornos do 1.º grau (antigos primários e ginasial) se mantivessem inalterados e apenas os dos níveis mais elevados (antigo colegial e superior) sofressem modificações. Em resumo, no modelo empregado as variações na distribuição dos retornos da educação constituem o principal fator responsável pelos aumentos projetados da desigualdade, e os efeitos dos retornos do 2.º grau e do superior consistem na principal fonte de tais aumentos.

Adotando-se uma abordagem de capital humano, surgem pelo menos duas opções de estratégias para redução da desigualdade de renda na atual década: mudanças no padrão de crescimento da oferta de educação e/ou decréscimo nas diferenças entre taxas de retorno dos níveis educacionais mais elevados e mais baixos. Caso ocorresse expansão mais rápida da educação de 1.º grau em relação ao crescimento dos níveis mais elevados, a desigualdade de educação diminuiria e o mesmo aconteceria com a taxa de aumento do nível educacional médio da força de trabalho. Os resultados do modelo indicam que, permanecendo constantes os demais fatores, se o declínio proporcional no desvio-padrão da educação tivesse magnitude semelhante à do aumento observado na década passada, o efeito líquido seria uma redução — embora pequena — da concentração da renda.

Mas se os demais fatores permanecessem inconstantes, os retornos da educação de 1.º grau provavelmente cairiam. Se os salários fossem inflexíveis para baixo, aumentaria o desemprego dos egressos desse nível de ensino, e as taxas de retorno, ajustadas para desemprego, igualmente diminuiriam. O efeito líquido sobre a desigualdade dependeria dos efeitos opostos de: a) uma igualação na distribuição de educação; e b) de um aumento das diferenças nas taxas de retorno entre os níveis educacionais superiores e inferiores. Dado que as variações na desigualdade dependem mais de (b) do que de (a), o resultado provável seria uma distribuição da renda mais desigual.

Na década passada, observou-se um aumento relativamente mais rápido no número de graduados do 2.º grau e do nível superior. Ao lado disso, houve um aumento relativo e também absoluto das taxas de retorno desses níveis educacionais, contrariamente ao que seria de esperar segundo relações de oferta e demanda em condições competitivas. Nesse período, assistimos a uma queda do salário mínimo em relação aos aumentos do custo de vida, conseqüência de uma política de rigoroso controle salarial que afetou mais aqueles situados na base do espectro do que os localizados no seu topo. A evidência indica que o programa de estabilização do Governo, adotado a partir de 1964, e a política salarial que nele inicialmente se inseriu, continuando em vigor ao final da década, foram as principais variáveis que contribuíram para esse comportamento dos salários e para as variações nas taxas de retorno da educação. Além disso, não há evidência de que essas tendências se inverterão.

Resumindo, ainda que se raciocine sob a ótica do capital humano, a adoção de políticas para diminuir a variância da distribuição da educação no médio prazo não terá como resultado provável a redução da desigualdade de renda. Na verdade, pode contribuir para o aumento da concentração. Contrapondo-se à crença na suficiência do papel redistributivo da educação, está a evidência relativa aos efeitos da política econômica do Estado no aumento da desigualdade observada no passado e prognosticada para a atual década. Se, ao final desta década, pretende-se obter uma distribuição mais igualitária da renda, é necessário que ocorra uma inversão nos rumos da política econômica

Apêndice — Derivadas parciais da função de desigualdade de renda

As derivadas parciais da função de desigualdade de renda — equação (5) — são:

$$\frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial SD(E)} = 2\,[(\bar{r}^*)^2 + Var\,(r^*)]\,SD\,(E) + $$
$$+ 2\bar{r}^* r'\,R_{ei}\,SD\,(I) + 2\bar{r}^*\delta R_{el}\,SD(ln\,L)$$

$$\frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial SD(I)} = 2\,[(\bar{r}')^2 + Var\,(r')]\,SD\,(I) + $$
$$+ 2\bar{r}^* r'\,R_{ei}\,SD\,(E) + 2\bar{r}\delta R_{il}\,SD\,(ln\,L)$$

$$\frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial \bar{E}} = 2\,\bar{E}\,Var\,(r^*) \qquad \frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial \bar{I}} = \bar{I}\,Var\,(r')$$

$$\frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial SD\,(ln\,L)} = 2\,\delta^2\,SD\,(ln\,L) + 2\bar{r}^*\delta\,R_{el}\,SD\,(E) + 2\bar{r}'\,\delta\,R_{il}\,SD\,(I)$$

$$\frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial R_{ei}} = 2\bar{r}^*\bar{r}'\,SD\,(E)\,SD\,(I) \qquad \frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial R_{el}} = $$
$$= 2\bar{r}^*\,\delta SD\,(E)\,SD\,(ln\,L)$$

$$\frac{\partial Var\,(ln\,Y)}{\partial R_{il}} = 2\bar{r}'\delta\,SD\,(I)\,SD\,(ln\,L)$$

Para avaliar essas derivadas parciais, precisamos obter uma aproximação da variância das taxas de retorno dos investimentos em educação e experiência, *Var* (r^*) e *Var* (r'), respectivamente. As taxas de retorno podem variar entre os níveis de educação e experiência devido a diferenças nos investimentos totais, bem como entre indivíduos com determinado nível de educação/experiência, devido a diferenças de habilidade, cor (etnia) e/ou classe sócio-econômica. [83]

[83] Ver a resenha de M. Blaug, *An Introduction to the Economics of Education* (Middlesex, Inglaterra e Baltimore, Md.: Penguin Books, 1972), esp. pp. 32-46 e 227-230. Estimativas das taxas de retorno por grupo étnico encontram-se, por exemplo, em G. Hanoch, "An Economic Analysis of Earnings and Schooling", *in* B. F. Kikker (org.), *op. cit.*, pp. 310-329; ajustamentos para

Obtemos o limite inferior da variância das taxas de retorno da educação computando a variância entre os coeficientes da variável educação nas regressões para os diversos níveis de ensino. Nessas regressões, os coeficientes estimados são aproximações da taxa média de retorno num dado nível educacional. Assim, por exemplo, o coeficiente de regressão para o nível superior corresponde a uma aproximação da taxa de retorno para o nível superior completo *versus* superior incompleto. O limite inferior da variância das taxas de retorno dos investimentos pós-educacionais pode ser aproximado após calcularmos a variância entre os coeficientes de idade nas regressões para vários grupos etários. As estimativas de regressão com as quais calculamos o limite inferior dessas variâncias encontram-se nas Tabelas 6 e 7. Os limites inferiores obtidos são $Var\ (r^*) \cong 0{,}0015$ e $Var\ (r') \cong 0{,}0019$.

Pode-se obter uma aproximação do limite superior para a variância das taxas de retorno da educação adotando-se o procedimento sugerido por Chiswick e Mincer.[84] Determina-se a variância de uma função de renda simplificada da forma $ln\ Y = a + r_i E_i + u$, com resultados análogos aos da equação (5). Assim:

$$Var\,(ln\ Y) = \bar{r}^2\ Var\,(E) + \bar{E}^2\ Var\,(r) + Var\,(r)\ Var\,(E) + Var\,(u)$$

A variância do log da renda que é explicada pela regressão, corresponde a $Var\ (ln\ Y)^* = \bar{r}^2\ Var\ (E) + Var\ (u)$, e o coeficiente de determinação pode ser definido como $R^2 = Var\ (ln\ Y)^* / Var\ (ln\ Y)$. Substituindo e simplificando:

$$\frac{1}{R^2} = 1 + \frac{\bar{E}}{Var\,(E)} \cdot \frac{Var\,(E)}{\bar{r}^2} + \frac{Var\,(r)}{\bar{r}^2}$$

habilidades inatas ou nível sócio-econômico foram efetuados, por exemplo por M. Carnoy, "Rates of Return to Schooling in Latin America", in *Journal of Human Resources*, n.º II (1967), pp. 359-374; H. Thias e M. Carnoy, *Cost-Benefit Analysis in Education: A Case Study of Kenya* (Baltimore: International Bank for Reconstruction and Development e The Johns Hopkins Press, 1972), pp. 35-42, 72, 75; e Cláudio de M. Castro, *Investimento em Educação no Brasil: um Estudo Sócio-Econômico de Duas Comunidades Industriais*, Série Monográfica (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1973), n.º 12.

84 Chiswick e Mincer, *op. cit.*, p. S42, nota.

TABELA 6

Regressões por nível de educação — 1970 [a]

Primário ($g=1$)					
$LOGY$ = 6,332	+ 0,251 EDU	+ 0,020 IDA	+ 0,193 $LOGL$		
	(534,0)	(818,7)	(172,3)		
R^2 = 0,171					
$Var\ (LOGY)$ = 0,406					N = 4.443.427
Ginasial ($g=2$)					
$LOGY$ = 6,375	+ 0,155 EDU	+ 0,033 IDA	+ 0,076 $LOGL$		
	(230,8)	(457,8)	(24,3)		
R^2 = 0,296					
$Var\ (LOGY)$ = 0,575					N = 749.934
Colegial ($g=3$)					
$LOGY$ = 4,837	+ 0,317 EDU	+ 0,033 IDA	+ 0,245 $LOGL$		
	(94,9)	(284,6)	(55,7)		
R^2 = 0,211					
$Var\ (LOGY)$ = 0,577					N = 377.893
Superior ($g=4$)					
$LOGY$ = 6,140	+ 0,191 EDU	+ 0,015 IDA	+ 0,296 $LOGL$		
	(171,6)	(119,8)	(71,1)		
R^2 = 0,158					
$Var\ (LOGY)$ = 0,471					N = 294.540

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. As observações foram ponderadas individualmente pelo IBGE; ponderação média $\cong$ 78. Assim, o número de observações corresponde ao tamanho real da população.

[a]Estatísticas t entre parênteses.

Definindo o quadrado dos coeficientes de variação de E_j e r_j como, respectivamente, $CV^2\ (E) = Var\ (E)\ /E^2$ e $CV^2\,(r) = Var\,(r)\ /r^2$, substituindo-os na expressão acima e resolvendo-a para $Var\,(r)$, obtém-se:

$$Var\,(r) = \frac{(1 - R^2)\ [CV^2\ (E)]\,\bar{r}^2}{R^2\,[1 + CV^2\ (E)]}$$

As estimativas da função de renda simplificada nos dão $\bar{r} = 0{,}178$ e $R^2 = 0{,}415$. Com os dados da Tabela 8, temos que $CV^2\,(E) \cong$ $= 1{,}0198$. Assim, o limite superior para a variância de r_j^* seria

TABELA 7

Regressões por faixas etárias — 1970 [a]

14 - 17

$$LOGY = 3,959 + \underset{(61,6)}{0,066\ EDU} + \underset{(163,8)}{0,160\ IDA} + \underset{(42,6)}{0,147\ LOGL}$$

$R^2 = 0,113$

$Var\ (LOGY) = 0,320$ $\quad N = 277.840$

18 - 21

$$LOGY = 4,819 + \underset{(293,4)}{0,103\ EDU} + \underset{(199,0)}{0,108\ IDA} + \underset{(68,4)}{0,167\ LOGL}$$

$R^2 = 0,182$

$Var\ (LOGY) = 0,278$ $\quad N = 647.899$

22 - 24

$$LOGY = 5,525 + \underset{(476,2)}{0,124\ EDU} + \underset{(89,9)}{0,070\ IDA} + \underset{(64,4)}{0,173\ LOGL}$$

$R^2 = 0,276$

$Var\ (LOGY) = 0,342$ $\quad N = 629.883$

25 - 34

$$LOGY = 6,459 + \underset{(1.309,3)}{0,162\ EDU} + \underset{(189,7)}{0,026\ IDA} + \underset{(106,8)}{0,181\ LOGL}$$

$R^2 = 0,481$

$Var\ (LOGY) = 0,574$ $\quad N = 1.891.168$

35 - 44

$$LOGY = 6,898 + \underset{(1.182,0)}{0,177\ EDU} + \underset{(65,8)}{0,012\ IDA} + \underset{(83,8)}{0,172\ LOGL}$$

$R^2 = 0,500$

$Var\ (LOGY) = 0,717$ $\quad N = 1.403.866$

45 - 60

$$LOGY = 6,094 + \underset{(983,7)}{0,187\ EDU} - \underset{(-36,37)}{0,006\ IDA} + \underset{(44,14)}{0,113\ LOGL}$$

$R^2 = 0,488$

$Var\ (LOGY) = 0,892$ $\quad N = 1.016.138$

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970. As observações foram ponderadas individualmente pelo IBGE: ponderação média ≃ 78. Portanto, o número de observações corresponde ao tamanho real da população.

[a]Estatísticas *t* entre parênteses.

$Var(r_i^*) \cong 0{,}023$. Utilizamos, no cálculo das derivadas parciais, a média dos limites inferior e superior: $Var(r) = 0{,}012$. Para $Var(r')$, utilizamos a aproximação do limite inferior.

As derivadas parciais de $Var(ln\ Y)$ foram avaliadas utilizando-se essas aproximações para as variâncias dos coeficientes de educação e idade, bem como os valores observados das demais variáveis para a população em estudo. Esses outros valores encontram-se na Tabela 8.

TABELA 8

Médias, desvios-padrão e correlações entre as variáveis explicativas — 1970

Estatísticas e Variáveis	*EDU*	*IDA*	*LOGL*
Médias	3,04	33,02	2,28
Desvios-Padrão	3,07	11,00	0,25
Correlações			
EDU	1	0,08	—0,05
IDA		1	—0,01
LOGL			1

FONTE: Amostra de 1,27% do Censo Demográfico de 1970.

Estimação da desigualdade dentro de estratos no cálculo do índice de Gini e da redundância *

RODOLFO HOFFMANN **

1 — Sumário

Quando calculamos medidas do grau de concentração ou desigualdade para uma distribuição da renda ou da riqueza e dispomos apenas dos dados referentes ao número de elementos em cada estrato e a correspondente renda ou riqueza, surge o problema de estimar a desigualdade dentro dos estratos. O cálculo de medidas de concentração desprezando a desigualdade dentro dos estratos pode levar a uma séria subestimação do grau de desigualdade real. Neste trabalho apresentamos um método geral de estimar a desigualdade dentro dos estratos quando se calcula o índice de Gini ou a redundância. Para os estratos com limites finitos, pressupomos que a distribuição dentro do estrato tem função de densidade linear e dentro do estrato de rendas mais altas, quando ele é aberto à direita, pressupomos que a distribuição é a de Pareto com dois parâmetros. Também é analisado um outro método, baseado na obtenção de um limite inferior (admitindo perfeita igualdade dentro dos estratos) e de um limite superior (supondo um máximo de desigualdade dentro dos estratos) para o valor do índice de Gini ou da redundância.

* Agradeço os comentários críticos que o corpo editorial de *Pesquisa e Planejamento Econômico* fez a uma versão anterior deste trabalho.

** Professor do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ-USP.

Pesq. Plan. Econ. | Rio de Janeiro, | 9(3) | 719 a 738 | dez. 1979

2 — Introdução

Os dados disponíveis para o cálculo de medidas de concentração da distribuição da renda ou da riqueza em uma população consistem, freqüentemente, no número de pessoas e nos totais de renda ou riqueza referentes a um certo número de estratos, e não dispomos (ou são de difícil acesso) das informações referentes à renda ou riqueza de cada indivíduo. É comum, nesses casos, calcular-se a medida de concentração referente à desigualdade entre estratos, desprezando-se a desigualdade dentro destes. Esse procedimento pode levar a uma séria subestimação do grau de desigualdade real.

Consideremos a distribuição da renda em uma população dividida em k estratos. Seja n_h $(h = 1, \ldots, k)$ o número de elementos no h-ésimo estrato e seja x_{hi} $(h = 1, \ldots, k;\ i = 1, \ldots, n_h)$ a renda recebida pelo i-ésimo elemento do h-ésimo estrato. O número total de elementos na população é:

$$N = \sum_{h=1}^{k} n_h$$

Se a renda média da população é μ, a fração da renda total apropriada pelo i-ésimo elemento do h-ésimo estrato é:

$$y_{hi} = \frac{x_{hi}}{N\mu}$$

A proporção da população que se situa no h-ésimo estrato é:

$$\pi_h = \frac{n_h}{N}$$

E a correspondente proporção da renda total é:

$$Y_h = \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} = \frac{1}{N\mu} \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi}$$

A renda média do h-ésimo estrato é:

$$\mu_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} x_{hi} = \frac{Y_h}{\pi_h} \mu$$

Segue-se que:

$$\frac{\mu_h}{\mu} = \frac{Y_h}{\pi_h} \tag{1}$$

isto é, a renda (média) relativa em um estrato é igual à razão entre a proporção da renda total e a proporção da população correspondente a esse estrato.

No ponto correspondente ao limite superior do h-ésimo estrato as coordenadas da curva de Lorenz são:

$$p_h = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{h} n_j = \sum_{j=1}^{h} \pi_j \tag{2}$$

e:

$$\Phi_h = \sum_{j=1}^{h} Y_j = \frac{1}{\mu} \sum_{j=1}^{h} \mu_j \pi_j = \frac{1}{N\mu} \sum_{j=1}^{h} n_j \mu_j \tag{3}$$

Pode-se demonstrar [1] que o valor do índice de Gini (G) para a população é dado por:

$$G = G_e + \sum_{h=1}^{k} \pi_h Y_h G_h \tag{4}$$

onde G_h é o índice de Gini referente à desigualdade dentro do h-ésimo estrato e G_e é o índice de Gini referente à desigualdade entre os estratos, isto é, G_e seria o índice de Gini para a distribuição da

1 Algumas das demonstrações omitidas neste trabalho podem ser encontradas em R. Hoffmann, *Medidas de Concentração de uma Distribuição e a Desigualdade Econômica em uma Sociedade*, Série Estudos (Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ-USP, 1976), n.º 20, ou no Capítulo 16 de R. Hoffmann, *Estatística para Economistas*, a ser publicado pela Editora Pioneira.

renda nessa população se dentro dos estratos a renda fosse eqüitativamente distribuída ($x_{hi} = \mu_h$ para $i = 1, \ldots, n_h$). O valor de G_e é dado por:

$$G_e = 1 - \sum_{h=1}^{k} (\Phi_{h-1} + \Phi_h)\, \pi_h \tag{5}$$

com $\Phi_o = 0$. Note-se que para calcular G_e precisamos apenas conhecer a proporção da população (π_h) e da renda (Y_h) em cada estrato. Entretanto, para calcular os índices de Gini referentes às desigualdades dentro dos estratos (G_h, $h = 1, \ldots, k$) precisamos conhecer a renda recebida por indivíduo.

A redundância da distribuição da renda descrita é dada por: [2]

$$R = R_e + \sum_{h=1}^{k} Y_h R_h \tag{6}$$

onde R_h é a redundância dentro do h-ésimo estrato e R_e é a redundância entre estratos, dada por:

$$R_e = \sum_{h=1}^{k} Y_h \log \frac{Y_h}{\pi_h} \tag{7}$$

Para calcular os valores de R_h ($h = 1, \ldots, k$) precisamos conhecer a fração da renda total recebida por indivíduo.

Apenas quando há perfeita igualdade na distribuição da renda dentro dos estratos é que $G = G_e$ e $R = R_e$. Em qualquer outro caso os valores de G_e e R_e constituem subestimativas do verdadeiro grau de desigualdade.

Neste trabalho apresentaremos um método de estimar os valores de G_h e R_h. Para os estratos com limites finitos vamos pressupor que a distribuição dentro do estrato tem função de densidade linear e dentro do estrato de rendas mais altas, quando ele é aberto à direita, vamos pressupor que a distribuição é a de Pareto com dois parâmetros.

[2] Ver H. Theil, *Economics and Information Theory* (Chicago: Rand McNally, 1967), Capítulo 4.

3 — O índice de Gini e a redundância para uma distribuição da renda com função de densidade linear e para uma distribuição de Pareto com dois parâmetros

Seja x uma variável aleatória contínua cuja distribuição tem função de densidade linear, isto é:

$$f(x) = \alpha + \beta x \text{ para } a \leqslant x \leqslant b$$

e:

$$f(x) = 0 \text{ para } x < a \text{ e } x > b$$

De:

$$\int_a^b f(x) \, dx = 1$$

obtemos:

$$\alpha = \frac{1}{\theta} - \beta \left(a + \frac{\theta}{2} \right) \tag{8}$$

onde $\theta = b - a$.

Pode-se verificar que a média da distribuição é:

$$m = \int_a^b x f(x) \, dx = a + \frac{\theta}{2} + \beta \frac{\theta^3}{12} \tag{9}$$

Tendo em vista obter o índice de Gini, interessa-nos a diferença absoluta média, definida por:

$$\Delta = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |x - y| \, dF(y) \, dF(x)$$

onde x e y representam dois valores quaisquer da variável e $F(x)$ é a função de distribuição, isto é:

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(y) \, dy$$

Para uma distribuição com média finita, pode-se demonstrar [3] que

$$\Delta = 4\int_{-\infty}^{\infty} xF(x)\,dF(x) - 2\mu =$$

$$= 4\int_{-\infty}^{\infty} x\left[F(x) - \frac{1}{2}\right] dF(x) =$$

$$= 2\int_{-\infty}^{\infty} F(x)\,[1 - F(x)]\,dx$$

Se x é uma variável não-negativa com média finita, temos [4]

$$\Delta = 2\mu - 2\int_{0}^{\infty} [1 - F(x)]^2\,dx$$

Com base em qualquer uma dessas expressões pode-se verificar que para uma distribuição com função de densidade linear a diferença absoluta média é:

$$\Delta = [illegible]$$

Como $G = \Delta / (2m)$, obtemos [5]

$$G = [illegible]$$

onde

$$[illegible]$$

Uma vez que $f(a) \geqslant 0$ e $f(b) \geqslant 0$, pode-se mostrar que

$$[illegible]$$

3 Ver R. Hoffmann, *Medidas de Concentração ...*, op. cit.

4 Ver [illegible] [illegible], vol. [illegible], nº [illegible], pp. [illegible].

5 A fórmula [illegible] [illegible]

Interessa-nos o caso particular em que $f(b) = 0$. Então $\lambda = 1/3$ e:

$$G = \frac{2}{5}\left(1 - \frac{a}{m} \right) \qquad (13)$$

Também nos interessa o caso particular em que $f(a) = 0$. Então $\lambda = 2/3$ e:

$$G = \frac{2}{5}\left(\frac{b}{m} - 1 \right) \qquad (14)$$

De acordo com Theil,[6] se x é uma variável não-negativa com distribuição contínua, a redundância (como medida de desigualdade) da distribuição é dada por:

$$R = \int_0^{\infty} \left(\frac{x}{m} \log \frac{x}{m} \right) f(x)\, dx$$

Com $f(x) = \alpha + \beta x$ para $a \leqslant x \leqslant b = a + \theta$, e lembrando (8), (9) e (11), obtemos:

$$R = \frac{a^2}{2\theta m}\left[1 - \left(\frac{2a}{\theta} + 3 \right)(2\lambda - 1) \right] \log \frac{b}{a} + \log \frac{b}{m} + \frac{1}{\theta m}(2\lambda - 1)\left(a^2 + a\theta + \frac{\theta^2}{12} \right) - \frac{1}{2m}\left(a + \frac{\theta}{2} \right) \qquad (15)$$

Para o caso particular em que $f(b) = 0$, temos $\lambda = 1/3$:

$$\theta = 3\,(m - a) \qquad (16)$$

e:

$$b = 3m - 2a \qquad (17)$$

Para o caso particular em que $f(a) = 0$, temos $\lambda = 2/3$

$$\theta = 3\,(b - m) \qquad (18)$$

6 H. Theil, *op. cit.*, Capítulo 4.

e:

$$a = 3m - 2b \tag{19}$$

Consideremos agora uma variável aleatória com distribuição de Pareto com dois parâmetros, isto é, a função de distribuição de x é:

$$F(x) = 0 \text{ para } x < a \text{ e}$$

$$F(x) = 1 - \left(\frac{a}{x}\right)^{\alpha}, \text{ com } \alpha > 1 \text{ e } a > 0, \text{ para } x \geqslant a$$

Pode-se verificar [7] que a média da distribuição é:

$$m = \frac{\alpha a}{\alpha - 1} \tag{20}$$

que o índice de Gini é dado por:

$$G = \frac{1}{2\alpha - 1} \tag{21}$$

e que a redundância é dada por:

$$R = \frac{1}{\alpha - 1} - \log \frac{\alpha}{\alpha - 1} \tag{22}$$

De (20) e (21) obtemos:

$$G = \frac{m - a}{m + a} \tag{23}$$

De (20) e (22) obtemos:

$$R = \frac{m}{a} - 1 - \log \frac{m}{a} \tag{24}$$

[7] Ver H. Theil, *op. cit.*, e R. Hoffmann, *A Distribuição de Pareto*, Série Estudos (Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ-USP, 1974), n.º 18.

4 — Estimação da desigualdade dentro de estratos no cálculo do índice de Gini e da redundância de uma distribuição da renda

Consideremos, novamente, a população descrita na introdução. Admitimos que são conhecidos os valores de π_h, Y_h e μ_h para os k estratos, mas que não são dadas as rendas de cada indivíduo. Vamos admitir, também, que são conhecidos os limites dos estratos. Sejam E_{h-1} e E_h os limites inferior e superior, respectivamente, do h-ésimo estrato.

De acordo com (4) e (6), para obter o índice de Gini e a redundância da população, precisamos estimar os índices de Gini (G_h) e as redundâncias (R_h) referentes às desigualdades dentro dos estratos.

Vamos considerar, inicialmente, um estrato com limites finitos. Neste caso o índice de Gini (G_h) e a redundância (R_h) referentes à desigualdade dentro do estrato serão estimados admitindo-se que a distribuição dentro do estrato tem função de densidade linear. É importante assinalar que não pretendemos afirmar que a distribuição real tenha função de densidade linear, a qual é utilizada apenas para obter uma estimativa da desigualdade dentro do estrato,[8] e está claro que o método pode levar à subestimação ou superestimação dessa desigualdade. De qualquer maneira, este método é melhor do que simplesmente ignorar as desigualdades dentro dos estratos ou admitir que a distribuição dentro de um estrato com limites finitos é necessariamente uma distribuição uniforme. Além disso, admitir que a função de densidade dentro do estrato é linear (ou alguma outra função com *dois* parâmetros) é, num certo sentido, o melhor que se pode fazer com os dados disponíveis, que são os limites e a renda média do estrato. Se tentássemos utilizar uma distribuição cuja função de densidade tivesse três ou mais parâmetros, não seria possível determinar os valores desses parâmetros. Uma outra solução para o problema, no caso do índice de Gini, foi

8 No programa para computador que elaboramos a distribuição com função de densidade linear e (no caso do estrato de rendas mais altas quando não é delimitado à direita) a distribuição de Pareto são utilizadas também para a determinação de percentis da distribuição global.

elaborada por Gastwirth [illegible] e consiste em [illegible] obter uma estimativa para a medida da [illegible] [illegible]

[illegible] média é μ_h. Se tivermos:

[illegible]

[illegible]

[illegible] E_h.

[illegible]

fazemos $E_i = b$, [illegible] e $\mu_h = m$, e obtemos a estimativa de [illegible]

[illegible]

[illegible]

estrato é a de Pareto com dois parâmetros. Valem aqui comentários semelhantes àqueles que fizemos em relação à pressuposição de que a distribuição dentro de um estrato com limites finitos tem função de densidade linear. Os valores do índice de Gini (G_k) e da redundância (P_k) dentro do último estrato serão, então, obtidos através de (23) e (24), respectivamente, fazendo $E_{k-1} = a$ e $\mu_k = m$.

Para ilustrar, vamos apresentar aqui dois dos exemplos numéricos artificiais utilizados para testar o programa para computador que elaboramos, tendo em vista o cálculo de medidas de concentração e a interpolação de percentis. O primeiro exemplo é apresentado na Tabela 1.

TABELA 1

Distribuição da renda em uma população dividida em três estratos

Estrato (h)	Limite Inferior (E_{h-1})	Limite Superior (E_h)	Número de Indivíduos (n_h)	Proporção da População (π_h)	Renda Total	Renda Média (μ_h)
1	0	50	30	0,25	1 200	40,0
2	50	120	60	0,50	4 200	70,0
3	120	- 135	30	0,25	3 825	127,5
			120	1,00	9 225	

A renda média da população é $\mu = 76{,}875$.

De acordo com (3) e (5), obtemos $G_1 = 35/164 = 0{,}213415$.

De acordo com (7), obtemos $R_1 = 0{,}082112$ nits.[10] O correspondente valor do índice de Theil[11] é $T_1 = 1 - \exp\{-R_1\} = 0{,}078829$

[10] O termo "nits" é formado pelas letras inicial e finais da expressão natural units, indicando que no cálculo da redundância foram utilizados logaritmos neperianos ou naturais.

[11] Souza mostrou que o índice de concentração de Theil é um caso particular do conceito de *dual* de uma medida de concentração. Ver J. de Souza, "Dualidade e Concentração", trabalho apresentado no II Encontro Anual da ANPEC (CEDEPLAR-UFMG, 1974). Alguns autores chamam de índice de Theil o que foi denominado aqui de redundância; ver, por exemplo, C. G. Langoni, *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil* (Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973).

Para o primeiro estrato temos $\frac{\mu_1 - E_0}{E_1 - E_0} = \frac{40}{50} > \frac{2}{3}$. Então, de acordo com (14) obtemos $G_1 = 1/10$ e através de (18), (19) e (15), com $\lambda = 2/3$, obtemos $R_1 = 0{,}016381$ nits.

Para o segundo estrato temos $\frac{\mu_2 - E_1}{E_2 - E_1} = \frac{20}{70} < \frac{1}{3}$. Então, de acordo com (13) obtemos $G_2 = 4/35$ é através de (16), (17) e (15), com $\lambda = 1/3$, obtemos $R_2 = 0{,}019926$ nits.

Para o terceiro estrato temos $\frac{\mu_3 - E_2}{E_3 - E_2} = \frac{7{,}5}{15} = \frac{1}{2}$. Através de (10) e (15), com $\lambda = 1/2$, obtemos $G_3 = 1/51$ e $R_3 = 0{,}000577$ nits.

Finalmente, substituindo esses resultados em (4) e (6), obtemos $G = 301/1230 = 0{,}244715$ e $R = 0{,}093584$ nits. O índice de Theil correspondente a essa redundância é $T = 0{,}089339$.

Como segundo exemplo vamos considerar uma população dividida em apenas dois estratos, como mostra a Tabela 2. Note-se que o segundo estrato não é limitado à direita.

TABELA 2

Distribuição da renda em uma população dividida em dois estratos

Estrato (h)	Limite Inferior (E_{h-1})	Limite Superior (E_h)	Número de Indivíduos (n_h)	Proporção da População (π_h)	Renda Total	Renda Média (μ_h)
1	58	72	28	0,28	1.820	65
2	72	∞	72	0,72	10.368	144
			100	1,00	12.188	

A renda média da população é $\mu = 121{,}88$.

Obtemos $G_e = 0{,}130673$, $R_e = 0{,}047998$ nits e $T_e = 0{,}046864$.

Para o primeiro estrato temos $G_1 = 7/195$ e $R_1 = 0{,}001935$ nits.

Para o segundo estrato, considerando uma distribuição de Pareto com dois parâmetros, obtemos, através de (23) e (24), $G_2 = 1/3$ e $R_2 = 0,306853$ nits.

Substituindo esses resultados em (1) e (6), obtemos $G = 0,336335$ e $R = 0,309318$ nits. O indice de Theil correspondente a essa redundância é $T = 0,266053$.

5 — Outro método

Nesta seção veremos um outro método para obter os valores do índice de Gini e da redundância de uma distribuição da renda levando em consideração a provável desigualdade dentro dos estratos de renda. Este método se baseia na determinação de valores mínimos e máximos para os índices de Gini (G_h) e redundâncias (R_h) dentro dos estratos.

Consideremos o h-ésimo estrato, com renda media μ_h e cujos limites inferior e superior são, respectivamente, E_{h-1} e E_h. Temos, obviamente, $E_{h-1} \leqslant \mu_h \leqslant E_h$. Teremos um máximo de desigualdade dentro desse estrato quando uma parte dos indivíduos tiverem renda igual a E_{h-1} e os demais tiverem renda igual a E_h. É obvio que isso maximiza o valor da diferença média (Δ_h) dentro desse estrato. Seja n_h o número de indivíduos do estrato e seja ϕ a fração deles que tem renda igual a E_{h-1}. Então temos ϕn_h indivíduos com renda igual a E_{h-1} e $(1\text{-}\phi)\, n_h$ indivíduos com renda igual a E_h. Para que a renda média seja μ_h devemos ter:

$$\mu_h = \phi E_{h-1} + (1\text{-}\phi)\, E_h$$

Segue-se que:

$$\phi = \frac{E_h - \mu_h}{E_h - E_{h-1}} \qquad (25)$$

Não é difícil verificar que a diferença média dentro do estrato é dada por:

$$\Delta_h = 2\phi\, (1\text{-}\phi)\, (E_h - E_{h-1}) \qquad (26)$$

De (25) e (26), e lembrando que $G_i = \Delta_i / 2\mu_i$, concluímos que o valor máximo do índice de Gini dentro do estrato é dado por:

$$G_{i} = \frac{(L_i - \mu_i)(\mu_i - L_{i-1})}{\mu_i (L_i - L_{i-1})} \quad (27)$$

Quando o estrato de rendas mais altas (cujo limite inferior é L_{k-1}) não é limitado à direita, o valor máximo para o índice de Gini dentro desse estrato é dado por:

$$G_k = \frac{\mu_k - L_{k-1}}{\mu_k} \quad (28)$$

Esta expressão é o limite de (27), com $i = k$, quando L_k tende a infinito.

Substituindo os valores obtidos de (27) e (28) em (4), obtemos um limite superior (G_s) para o valor do índice de Gini da distribuição da renda na população. Quaisquer que sejam as distribuições dentro dos estratos, o índice de Gini (G) para a população é no mínimo igual a G_i e no máximo igual a G_s, isto é, $G_i \leqslant G \leqslant G_s$.[32] É razoável, então, tomar a média aritmética de G_i e G_s como uma estimativa do índice de Gini da população:

$$G = \frac{1}{2}(G_i + G_s) \quad (29)$$

É interessante examinar a interpretação geométrica para os valores de G_i e G_s. Vamos admitir que a população está dividida em apenas três estratos, que o limite inferior do primeiro estrato é $L_0 = 0$ e que o terceiro estrato não tem limite superior finito. No gráfico a seguir traçamos uma curva de Lorenz hipotética. Os pontos A, B e C correspondem aos limites superiores dos três estratos.

A área do polígono $OABC$ é a área de concentração correspondente ao valor do índice de Gini da população quando se admite p[...]

[32] Além de considerar o intervalo delimitado por G_i e G_s, Gastwirth, fazendo algumas pressuposições sobre as distribuições dentro dos estratos, determina um intervalo mais estreito dentro do qual deve estar o valor do índice de Gini da população. Ver J. L. Gastwirth, *op. cit.*

dentro de cada estrato todos os indivíduos tem a mesma renda, isto é, $G_c = 2$ (área $OABC$). Traçando retas tangentes à curva de Lorenz nos pontos A e B obtemos o polígono $ODEFC$, cuja área é a área de concentração quando se supõe um máximo de desigualdade dentro de cada estrato, isto é, $G_s = 2$ (área $ODEFC$). Pode-se demonstrar que a declividade da reta tangente à curva de Lorenz no ponto que corresponde ao limite superior (E_h) de um estrato é igual a E_h/u

CURVAS DE LORENZ (HIPOTÉTICAS)



Vejamos, agora, a determinação do valor da redundância dentro do h-ésimo estrato, com renda média μ_h e limites E_{h-1} e E_h, quando se admite que os indivíduos têm renda igual a E_{h-1} ou igual a E_h. Os ϕn_h indivíduos com renda igual a E_{h-1} se apropriam da fração $(\phi E_{h-1}) / \mu_h$ da renda total do estrato e os $(1-\phi) n_h$ indivíduos com

renda igual a E_h se apropriam da fração $[(1\text{-}\phi)\,E_h]/\mu_h$ da renda total do estrato. Então a redundância dentro do estrato é:

$$R_h = \frac{\phi E_{h-1}}{\mu_h} \log \frac{E_{h-1}}{\mu_h} + \frac{(1-\phi)\,E_h}{\mu_h} \log \frac{E_h}{\mu_h}$$

Lembrando (25), obtemos:

$$R_h = \frac{1}{(E_h - E_{h-1})\,\mu_h} \left[(E_h - \mu_h)\,E_{h-1} \log \frac{E_{h-1}}{\mu_h} + \right.$$
$$\left. + (\mu_h - E_{h-1})\,E_h \log \frac{E_h}{\mu_h} \right] \qquad (30)$$

De acordo com essa expressão, quando o estrato de rendas mais altas, cujo limite inferior é E_{k-1}, não é limitado à direita, o valor máximo da redundância dentro desse estrato é infinito, pois de (30), com $h = k$, obtemos:

$$\lim_{E_k \to \infty} R_k = \infty$$

Isso levaria a um limite superior infinito para a redundância da população. Theil [13] sugere, então, que a redundância dentro do k-ésimo estrato, quando ele não é limitado à direita, seja estimada admitindo que a distribuição dentro do estrato é a de Pareto com dois parâmetros. De acordo com (24) temos:

$$R_k = \frac{\mu_k}{E_{k-1}} - 1 - \log \frac{\mu_k}{E_{k-1}} \qquad (31)$$

Um limite superior (R_s) para o valor da redundância da distribuição da renda na população é obtido substituindo em (6) os valores de R_h dados por (30) e (31).

Theil comete o engano de indicar a média aritmética dos valores de R_i e R_s como uma estimativa para o valor da redundância na população. Isso só é razoável quando todos os estratos tiverem limites finitos e os valores de R_h $(h = 1, \ldots, k)$ utilizados no cálculo de R_s tiverem todos sido obtidos através de (30). O valor de R_k dado por (31) não é um limite superior para redundância dentro

13 Ver H. Theil, *op. cit.*, pp. 128-134.

do k-ésimo estrato, mas sim uma boa estimativa do valor dessa redundância, já que, como tem sido observado em vários estudos, a distribuição de Pareto se ajusta bastante bem para rendas relativamente altas. Então, quando o estrato de rendas mais altas não é limitado à direita e o valor de R_k é obtido através de (31), uma estimativa razoável para a redundância da distribuição da renda na população é dada por:

$$R = R_e + \sum_{h=1}^{k-1} Y_h \frac{R_h}{2} + Y_k R_k \qquad (32)$$

onde os valores de R_h para $h = 1, \ldots, k-1$ são obtidos através de (30). Note-se que apenas os valores de R_h obtidos através de (30) são considerados como valores máximos, adotando-se, então, $(1/2)\, R_h$ como estimativa da redundância dentro do estrato.

Devemos ressaltar que para os exemplos apresentados em Theil a diferença entre a média aritmética de R_c e R_x e o valor dado por (32) é muito pequena, porque o peso do último estrato, dado por sua participação na renda total, é pequeno.

Para o exemplo numérico apresentado na Tabela 1, os valores máximos do índice de Gini dentro dos estratos, obtidos através de (27), são $G_1 = 1/5$, $G_2 = 10/49$ e $G_3 = 1/34$. Já vimos que $G_c = 35/164 = 0{,}213415$. Substituindo esses resultados em (4) obtemos o limite superior para o índice de Gini da população, que é $G_x = 0{,}269425$. A média aritmética dos limites inferior e superior para o valor do índice de Gini é $(1/2)\,(G_c + G_x) = 0{,}241420$, semelhante ao valor do índice de Gini obtido admitindo que a distribuição dentro dos estratos tem função de densidade linear, que é $G = 0{,}244715$.

Para o exemplo da Tabela 1 os valores máximos da redundância dentro dos estratos, obtidos através de (30), são $R_1 = 0{,}223144$ nits (no cálculo desse valor, uma vez que $\lim_{a \to 0} a \log a = 0$, toma-se $0 \log 0 = 0$), $R_2 = 0{,}092329$ nits e $R_3 = 0{,}001731$ nits. Já vimos que $R_c = 0{,}082142$ nits. Substituindo esses resultados em (6) obtemos $R_x = 0{,}153923$. A média aritmética de R_c e R_x é $0{,}118033$ nits e o correspondente valor do índice de Theil é $T = 0{,}111333$.

Para o exemplo numérico apresentado na Tabela 2 os valores máximos do índice de Gini dentro dos estratos, obtidos através de (27)

e (28), são $G_1 = 7/130$ e $G_2 = 1/2$. Já vimos que $G_e = 0,130673$. Substituindo esses valores em (4) obtemos $G_s = 0,439166$. A média aritmética dos limites inferior e superior para o valor do índice de Gini é $(1/2)\ (G_e + G_s) = 0,284920$. Este valor difere bastante da estimativa do índice de Gini obtida, admitindo que a distribuição dentro do primeiro estrato tem função de densidade linear e que no segundo estrato a distribuição é a de Pareto com dois parâmetros, que, como vimos, é $G = 0,336335$. A diferença, neste caso, se explica pelo fato de termos apenas dois estratos.

Para o exemplo da Tabela 2, o valor máximo da redundância no primeiro estrato é $R_1 = 0,005810$ nits. Já vimos que $R_2 = 0,047998$ nits e que dentro do segundo estrato, admitindo uma distribuição de Pareto com dois parâmetros, temos $R_2 = 0,306853$ nits. Substituindo esses resultados em (6) obtemos $R_s = 0,309897$ nits e substituindo em (32) obtemos $R = 0,309463$ nits. A essa última redundância corresponde o índice de Theil $T = 0,266159$. Note-se que a média aritmética de R_e e R_s é igual a $0,178947$ nits, o que certamente subestima o grau de desigualdade na população se a distribuição dentro do segundo estrato é ou se assemelha a uma distribuição de Pareto.

6 — Índice de Gini e redundância para a distribuição da renda entre empregados na indústria e no comércio e serviços, no Brasil, de 1969 a 1974

Como ilustração final dos diferentes métodos de cálculo do índice de Gini e da redundância discutidos neste trabalho, apresentamos, nas Tabelas 3, 4 e 5, o valor dessas medidas de concentração para a distribuição da renda recebida como salário pelos empregados na indústria e no comércio e serviços, no Brasil, de 1969 a 1974. Os dados básicos consistem no total de empregados e o respectivo montante de salários para 17 estratos de salário e foram publicados pelo Centro de Documentação e Informática (CDI) do Ministério do

TABELA 3

Índice de Gini e redundância para a distribuição da renda entre empregados da indústria, no Brasil, de 1969 a 1974 — dados básicos relativos à "Lei dos 2/3", referentes a abril de cada ano

Anos	G_e	G_s	Média	G^a	R_e	R_s	R^b	R^a
1969	0,407	0,414	0,410	0,411	0,340	0,374	0,370	0,36[illegible]
1970	0,422	0,429	0,426	0,427	0,376	0,401	0,394	0,389
1971	0,422	0,429	0,426	0,427	0,378	0,404	0,399	0,397
1972	0,438	0,448	0,443	0,444	0,403	0,442	0,438	0,436
1973	0,460	0,468	0,464	0,465	0,435	0,507	0,504	0,503
1974	0,504	0,519	0,512	0,515	0,524	0,734	0,732	0,731

[a]Admitindo distribuição com função de densidade linear nos estratos com limites finitos e distribuição de Pareto com dois parâmetros no estrato de rendas mais altas, que não é limitado à direita.

[b]Calculada de acordo com (32).

TABELA 4

Índice de Gini e redundância para a distribuição da renda entre empregados do setor de comércio e serviços, no Brasil, de 1969 a 1974 — dados básicos relativos à "Lei dos 2/3", referentes a abril de cada ano

Anos	G_e	G_s	Média	G^a	R_e	R_s	R^b	R^a
1969	0,449	0,456	0,453	0,454	0,384	0,421	0,418	0,417
1970	0,470	0,475	0,472	0,473	0,437	0,461	0,456	0,454
1971	0,475	0,482	0,478	0,479	0,445	0,474	0,470	0,468
1972	0,487	0,497	0,492	0,493	0,466	0,515	0,512	0,511
1973	0,498	0,510	0,504	0,506	0,480	0,558	0,556	[illegible]
1974	0,517	0,537	0,527	0,530	0,521	0,679	0,677	0,676

[a]Ver Tabela 3.

[b]*Ibid.*

Tabela 5

Índice de Gini e redundância para a distribuição da renda entre empregados na indústria, no comércio e no setor de serviços, no Brasil, de 1969 a 1974 — dados básicos relativos à "Lei dos 2/3", referentes a abril de cada ano

Anos	G_e	G_s	Média	G^a	R_e	R_s	R^b	R^a
1969	0,430	0,436	0,433	0,434	0,367	0,401	0,398	0,397
1970	0,448	0,454	0,451	0,452	0,411	0,436	0,430	0,426
1971	0,451	0,458	0,454	0,455	0,418	0,445	0,441	0,439
1972	0,466	0,475	0,470	0,471	0,441	0,485	0,481	0,480
1973	0,479	0,489	0,484	0,486	0,460	0,534	0,531	0,530
1974	0,519	0,527	0,519	0,522	0,522	0,706	0,703	0,703

[a]Ver Tabela 3.
[b]*Ibid.*

Trabalho,[14] com base em informações coletadas em abril de cada ano por força da "Lei dos 2/3".

O estrato de rendas mais altas não é limitado à direita, e o CDI manteve seu limite inferior fixado, a partir de 1970, em Cr$ 2.400,00 em moeda corrente. Então, devido à inflação, com o passar dos anos uma proporção cada vez maior da população é classificada nesse estrato. Para a indústria, em 1970 esse estrato incluía 0,8% dos empregados, aos quais correspondia 8,6% da renda total, e em 1974 esse estrato incluía 6,0% dos empregados, aos quais correspondia 36,2% da renda total. Isso faz com que aumente a diferença $G_s - G_c$, mostrando que é cada vez mais importante, no cálculo das medidas de concentração, levar em consideração a provável desigualdade dentro dos estratos. Note-se também que, especialmente nos últimos anos, quando uma proporção relativamente alta da renda total corresponde ao estrato de rendas mais altas, a média aritmética entre R_c e R_s é significativamente menor que o valor da redundância calculado de acordo com (32).

[14] Ver *Boletim Técnico* do CDI, do Centro de Documentação e Informática do Ministério do Trabalho. Até 1971, essa publicação era denominada *Boletim Técnico do SEPT* (Serviço de Estatística da Previdência e Trabalho, do Ministério do Trabalho e Previdência Social). Os dados utilizados estão nos *Boletins* de n.os 21, 22, 26, 32, 41 e 45.

Políticas de incentivo no Brasil *

Bela Balassa **

1 — Introdução

O objetivo deste trabalho é analisar as políticas de incentivo adotadas no Brasil, no período após a crise do petróleo e a recessão mundial de 1974/75, e considerar as possíveis políticas para o futuro. Para uma melhor compreensão das medidas recentes, examinaremos também as políticas de incentivo adotadas durante o período anterior à crise do petróleo.

A Seção 2 apresenta uma breve descrição da experiência do período de substituição de importações no Brasil, seguida de um exame das medidas políticas introduzidas na segunda metade da década de 60 e de uma avaliação de seus efeitos econômicos. A Seção 3 descreve as medidas tomadas após a crise do petróleo, examina o desempenho da economia brasileira durante esse período e avalia as políticas adotadas. Finalmente, a Seção 4 examina a reforma política implementada em janeiro de 1979 e considera as políticas que podem ser adotadas no futuro.

Nota do Editor: Tradução não revista pelo autor. Este artigo está sendo simultaneamente publicado no número de novembro/dezembro de [illegible] da revista *World Development*.

* Escrito após uma visita que o autor fez ao Brasil de 11 a 19 de janeiro de 1979. Ele agradece a funcionários do Governo brasileiro, economistas e homens de negócios, pelos proveitosos debates realizados. [illegible] de grande proveito os comentários de Edmar Bacha, William Cline, [illegible] Kafka e de funcionários do Banco Mundial, em particular John Holsen e Guy Pfeffermann, a um esboço anterior. Michel Noel ajudou na preparação do material estatístico. Este trabalho expressa os pontos de vista do autor e não deve ser interpretado como um reflexo dos do Banco Mundial.

** Professor de Economia Política na Universidade Johns Hopkins e Consultor do Banco Mundial.

2 — Reformas políticas na segunda metade da década de 60

2.1 — A experiência do período de substituição de importações

Como é do conhecimento geral, até meados da década de 60 o Brasil seguiu uma política orientada para a substituição de importações. Essa política envolveu a utilização de taxas de câmbio múltiplas, a imposição de tarifas elevadas sobre as importações e a aplicação da "Lei do Similar", que praticamente excluiu a possibilidade de importações pelo setor público, bem como pelas empresas privadas que desejavam receber ajuda do Governo, sempre que existisse um similar nacional.

Com base em informações disponíveis sobre tarifas e comparações entre os preços internos e externos em casos nos quais a existência de similares nacionais limitava as importações, Bergsman e Malan estimaram que em 1966 o índice médio de proteção nominal ao setor manufatureiro no Brasil era 99% e o de proteção efetiva 118 ou 155%, dependendo da fórmula (de Corden ou de Balassa) utilizada na estimação. No mesmo ano a proteção nominal e a proteção efetiva à produção primária, excluindo café, registravam índices um pouco acima de 50%.[1]

Em seus estágios iniciais, a substituição de importações levou a aumentos rápidos na produção para o mercado interno. Contudo, o crescimento diminuiu após 1960, quando a continuação da substituição de importações, nos setores de bens de capital e produtos intermediários, encontrou dificuldades cada vez maiores. Isso foi devido principalmente ao grande volume de capital e alto nível de tecnologia que esses produtos requerem e à necessidade de mercados maiores que o mercado interno para aproveitar as economias de escala. Do mesmo modo, as fábricas eram freqüentemente de tamanho menor do que o necessário para manter certo grau de

[1] B. Balassa *et alii*, *The Structure of Protection in Developing Countries* (Baltimore, MD.: The Johns Hopkins University Press, 1971), p. 123.

eficiência ou o investimento acarretava instalação de indústrias à frente da demanda, criando assim capacidade excedente. Como resultado, diminuiu a proporção entre poupança em divisas líquida e bruta e aumentou o custo em recursos internos de poupar divisas. Em 1966 o custo da proteção no Brasil, incluindo os lucros dos monopólios, foi estimado em 9,5% do PNB.[2]

Ao mesmo tempo, a grande proteção aos mercados internos prejudicou as exportações, tanto por ter baixado a taxa de câmbio quanto por ter aumentado o custo dos insumos utilizados na produção para exportação. Bergsman e Malan estimam que supondo que as políticas do Governo em relação ao café não tenham mudado, a taxa de câmbio equivalente das medidas de proteção aplicadas foi 27%, em 1966.[3] Assim, como resultado da aplicação de medidas protecionistas, os exportadores receberam cerca de 1/4 menos, em termos de cruzeiro por dólar ganho, do que teriam recebido se essas medidas não tivessem sido adotadas.

Considerando também o custo elevado dos insumos para a produção de exportação, o sistema de incentivos produziu um substancial viés contra as exportações. Mesmo supondo-se restituições integrais dos impostos sobre insumos importados para a produção de exportação, as empresas, para exportar, teriam que operar com valor adicionado negativo em oito das 21 indústrias de transformação, e o valor adicionado que podia ser obtido com as exportações raramente excedia 50% do valor adicionado nas vendas internas nas outras indústrias.[4] De fato, as importações que receberam descontos nos impostos correspondiam a apenas 2% das exportações de produtos manufaturados em 1966.[5]

As exportações também estavam sujeitas à concessão de licenças as quais eram freqüentemente recusadas para produtos primários com o objetivo de manter baixos os preços dos alimentos.[6] Apesar

[2] *Ibid.*, p. 82.

[3] *Ibid.*, p. 125.

[4] *Ibid.*, p. 120.

[5] W. G. Tyler, *Manufactured Exports Expansion and Industrialization in Brazil*, Kieler Studien (Tubingen: J. C. B. Mohr, [illegible]

[6] N. H. Leff, "Export Stagnation and Autarkic Development in Brazil 1947-1962", in *Quarterly Journal of Economics* [illegible]

de as licenças para exportar bens manufaturados serem raramente recusadas, eram concedidas sob a condição de que pelo menos 70% do valor do produto fossem de origem interna. [7] A aplicação prática dessa condição, bem como a dos descontos nos impostos, constituía um obstáculo às exportações.

Além do mais, até meados da década de 60, descontos nos impostos indiretos não eram concedidos aos exportadores. Assim, estes sofreram mais discriminação, pois não obtinham os necessários descontos nos impostos para neutralidade tributária sob o princípio de destinação, que implica impor impostos indiretos sobre as importações e descontá-los nas exportações.

O viés observado no sistema de incentivos contra a produção para exportação levou a uma desacelaração das exportações. Por um lado, o Brasil estava perdendo parcelas do mercado de suas exportações tradicionais, incluindo café, cacau e madeira (somente algodão registrou um aumento). [8] Por outro lado, a discriminação contra as exportações impediu o desenvolvimento de novas exportações de produtos primários e manufaturados. Assim, entre 1960 e 1966 o volume de exportações aumentou apenas 3,8% a.a. [9]

O crescimento lento das exportações, por sua vez, fez com que a economia brasileira sentisse cada vez mais falta de divisas para a compra de bens de capital e insumos intermediários. Como resultado, a participação das importações na utilização total de bens manufaturados declinou de 10,8% em 1960 para 7,5% em 1966; no mesmo período, a participação das importações no PNB caiu de 7,1 para 6,1%. [10]

Como assinala Leff, [11] observa-se um processo cumulativo, com a proteção às importações levando a uma desaceleração do crescimento das exportações, que, por sua vez, requeria esforços adicionais para

[7] B. Balassa *et alii, op. cit.*, p. 115.

[8] B. Balassa *et alii, Development Strategies in Semi-Industrial Countries* (a ser publicado), Cap. 3, Tabela 3.2.

[9] *International Financial Statistics* (maio de 1978).

[10] B. Balassa, "Export Incentives and Export Performance in Developing Countries: A Comparative Analysis", *in Weltwirtschaftliches Archiv*, n.º 1 (1978), p. 36.

[11] N. H. Leff, *op. cit.*

a substituição de importações, exigindo mais proteção. Dado que esse aumento na proteção teve novamente efeitos adversos sobre as exportações, o processo foi mais além, contribuindo para uma desaceleração do crescimento econômico. As taxas de crescimento do PNB diminuíram de 6,8% no período 1955/60 para 4,1% em 1960/66; os números correspondentes para o setor manufatureiro são 10,1 e 4,5%.[12] Esses resultados não são substancialmente afetados se excluirmos os anos de políticas deflacionárias (1965 e 1966), quando a taxa média de crescimento do PNB foi 3,8%.

2.2 — Reforma das políticas de incentivo após 1966

A reforma do sistema de incentivos, realizada em grande parte no período 1967/70, apresentou várias facetas. Primeiro, eliminou-se a discriminação tributária contra as exportações de bens manufaturados e foram instituídos vários subsídios à exportação. Segundo, foram reduzidas as taxas de proteção às importações e unificadas as de câmbio. Terceiro, foram introduzidas minidesvalorizações no lugar de variações intermitentes na taxa de câmbio. Quanto à taxa de câmbio real (taxa de câmbio nominal ajustada às variações nos preços relativos no próprio país e no exterior), aumentou durante o período. Consideremos especificamente cada um desses aspectos.

A rentabilidade das exportações aumentou, primeiro através de isenções de impostos federais indiretos. Subsequentemente, as exportações foram isentas dos impostos estaduais indiretos, dos impostos sobre operações financeiras e do imposto especial sobre combustíveis e petróleo. Apesar de essas medidas terem como objetivo eliminar a discriminação tributária em relação às exportações, de [illegible] em diante foram concedidos também subsídios "genuínos" à exportação na forma de créditos para pagamento de impostos indiretos federais e estaduais, tornando os lucros das atividades de exportação isentos de imposto de renda e proporcionando créditos aos exportadores a taxas preferenciais. Além disso, as restituições de impostos foram generalizadas.

12 B. Balassa, "Export Incentives...", *op. cit.*, p. 41.

Em comparação com a situação existente antes de 1967, o efeito conjunto de todas essas medidas é relevante, pois melhoraram a rentabilidade das exportações, cuja média foi estimada em 45% do valor FOB das exportações de manufaturados em 1971, sendo 27% de descontos de impostos indiretos e 18% de subsídios "genuínos" à exportação. Com relação a este último número, os créditos para pagamento de impostos indiretos correspondiam a 12%, as isenções de imposto de renda a 2%, as restituições de impostos a 1% e os subsídios de crédito a 3% do valor FOB. [13]

Os subsídios às exportações destinavam-se a compensar a discriminação contra as exportações, resultante da taxa de câmbio mais baixa e do custo mais elevado dos insumos internos que, por sua vez, resultaram na proteção às importações. Isso contrasta com a situação existente nos países do Extremo Oriente, como Coréia do Sul e Taiwan, nos quais as taxas de proteção às importações eram mais baixas e os exportadores operavam virtualmente sob um regime de livre comércio, com apenas pequenos subsídios adicionais. O contraste é explicado pelo fato de que no Brasil estabeleceram-se indústrias de custo relativamente alto produzindo insumos para exportações, o que não aconteceu na Coréia do Sul nem em Taiwan. [14] Além disso, ao contrário desses países, as taxas de subsídios à exportação variaram consideravelmente no Brasil. A participação dos subsídios "genuínos" às exportações no valor FOB das exportações situava-se entre 8% para madeiras e 37% para roupas e calçados. [15]

Os subsídios às exportações no Brasil eram limitados aos bens manufaturados e alguns minerais. Contudo, a categoria "bens manufaturados" era definida de modo a incluir alimentos beneficiados (como, por exemplo, carne e açúcar); além disso, alguns produtos agrícolas, como soja e produtos de origem animal, foram beneficiados com medidas promocionais. Ademais, com a redução da proteção às importações de bens manufaturados, a discriminação em relação

[13] José Augusto A. Savasini, *Export Promotion: The Case of Brazil* (Nova York: Praeger, 1978), pp. 30-39.

[14] B. Balassa, "Export Incentives...", *op. cit.*, pp. 27-30.

[15] J. A. A. Savasini, *op. cit.*, pp. 30-39.

ao setor agrícola diminuiu e as licenças para exportações agrícolas foram concedidas praticamente sem limitação.

Paralelamente à concessão de subsídios à exportação, a proteção às importações foi reduzida. As tarifas sobre bens manufaturados decresceram cerca de 50% no início de 1967, e, apesar de as tarifas terem aumentado novamente em 1968, nos anos seguintes ocorreram outras reduções tarifárias. Em 1973, a tarifa média sobre bens manufaturados foi estimada em 57%, em comparação com um índice médio de proteção nominal de 99% em 1966.[16] Com a aplicação mais liberal da "Lei do Similar" e a unificação das taxas de câmbio pode-se considerar a tarifa média como aproximadamente equivalente à proteção nominal de bens manufaturados.

Portanto, é evidente, como resultado da concessão de subsídios às exportações e da redução na proteção às importações, que a discriminação contra as exportações diminuiu consideravelmente durante o período em estudo. Contudo, a discriminação contra exportações não foi eliminada, dado que os subsídios "genuínos" às exportações não aumentaram apreciavelmente acima da média de 17% registrada em 1970, nos três anos seguintes.

As exportações ganharam novo impulso com a introdução do esquema de "minidesvalorizações" em 1968 e a depreciação da taxa de câmbio real. Até 1968, a taxa de câmbio foi alterada a intervalos irregulares, provocando assim grandes variações nas taxas de câmbio reais e criando nos exportadores incerteza em relação ao equivalente em cruzeiros de seus ganhos em divisas. Esse desincentivo às exportações desapareceu em grande parte à medida que as desvalorizações iam sendo efetuadas a intervalos regulares (de um mês aproximadamente). Ao mesmo tempo, a taxa de câmbio real aumentou devido a uma desvalorização maior do que as variações nos preços relativos teriam exigido.

Finalmente, as exportações e as atividades econômicas em geral se beneficiaram com os melhoramentos nos ajustes monetários que tiveram início em meados da década de 60. Um fator importante que contribuiu para aumentar a poupança e o investimento internos foi a indexação de obrigações financeiras, que fez com que as taxas

16 W. G. Tyler, *op. cit.*, p. 239.

de juros reais positivas das ORTN atingissem em média 5%.[17] A poupança compulsória, canalizada através do BNH, também aumentou a poupança total, enquanto os aumentos nos preços dos produtos e serviços das empresas públicas aumentaram a disponibilidade de poupança para o setor privado pela redução do *deficit* do setor público. A correção monetária e o estabelecimento de novas instituições financeiras melhoraram a estrutura da intermediação financeira no Brasil e aumentaram a eficiência da canalização da poupança para os investimentos. Outro fator que contribuiu para crescente atividade de investimento foi o tratamento mais favorável dispensado à entrada de capital externo.

2.3 — Incentivos e desempenho econômico

O Brasil registrou um desempenho de crescimento notável no período 1966/73. Antes de tudo, o volume total de exportações cresceu a uma taxa anual de 10,2% durante esse período.[18] Com o volume de exportações de produtos primários tradicionais (café, cacau, madeira e algodão) aumentando a 0,5% a.a., a expansão das exportações concentrou-se em produtos primários não-tradicionais e manufaturados. Entre 1966 e 1973, o volume de exportações de produtos primários não-tradicionais e manufaturados cresceu a uma taxa média anual de 18%. Em conseqüência, a participação dessas mercadorias no total das exportações brasileiras aumentou de 43,6% em 1966 para 73,7% em 1973.[19]

Na falta de dados precisos sobre os preços, uma desagregação adicional das exportações não-tradicionais só é possível em termos de valor. Os resultados indicam que as exportações de produtos primários não-tradicionais aumentaram a uma taxa média anual de 26,8% e as exportações de manufaturados a uma taxa de 38,5%

17 A. C. Lemgruber, "Inflation in Brazil", *in* L. B. Krause e W. S. Salant (orgs.), *Worldwide Inflation, Theory and Recent Experience* (Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1977), pp. 417-418.

18 *International Financial Statistics* (maio de 1978)

19 B. Balassa *et alii, Development Strategies..., op. cit.*, Cap. 3.

entre 1966 e 1973. Esses resultados podem ser comparados favoravelmente com os resultados da maioria dos outros países em desenvolvimento.

Entre 11 países em desenvolvimento semi-industrializados,[20] o desempenho do Brasil em termos de exportações de produtos primários não-tradicionais só foi ultrapassado pela Coreia do Sul (35,5%), e a taxa de crescimento das exportações de manufaturados só foi ultrapassada pelas taxas registradas na Coreia do Sul (50%), em Taiwan (47%) e em Cingapura (42%). Ao mesmo tempo o Brasil ultrapassou a taxa média de crescimento das exportações dos 11 países (18% para os produtos primários não-tradicionais e 27,1% para bens manufaturados, entre 1966 e 1973).[21] Por outro lado, segundo estatísticas da ONU, as exportações de manufaturados de todos os países em desenvolvimento em conjunto aumentaram a uma taxa média anual de 27,3% durante o mesmo período.

As taxas de crescimento constituem um indicador falso do desempenho das exportações se os valores absolutos no início do período forem pequenos. No Brasil, isso não ocorria, pelo menos em relação às exportações de produtos primários não-tradicionais. As exportações brasileiras de produtos primários não-tradicionais atingiram US$ 634 milhões em 1966, ultrapassando as de qualquer outro país em desenvolvimento semi-industrializado e correspondendo a 22,6% das exportações conjuntas desses produtos pelos 11 países. Em 1973 as exportações brasileiras de produtos primários não-tradicionais representaram US$ 6,2 bilhões, sendo que açúcar, soja e rações para animais renderam cada um cerca de meio bilhão e as exportações de carne aproximadamente 1/3 de bilhão de dólares.

Por outro lado, o Brasil foi responsável por apenas [illegible] das exportações de produtos manufaturados dos 11 países semi-industrializados em 1966. Com um aumento de 10 vezes nas exportações

[20] Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Índia, Israel, Coreia do Sul, México, Cingapura, Taiwan e Iugoslávia.

[21] De acordo com uma prática estabelecida na ONU, as [illegible] incluem (e as exportações de manufaturados excluem) [illegible] e metais não-ferrosos. Mercadorias primárias, responsáveis por [illegible] do total das exportações de um determinado país em 1955, eram consideradas produtos de exportação tradicionais.

de manufaturados, em comparação com um aumento de cinco vezes para os países semi-industrializados tomados em conjunto, essa participação quase duplicou entre 1966 e 1973, atingindo 8,6% no último ano. Ao mesmo tempo, a importância das exportações brasileiras do setor industrial aumentou consideravelmente, com a participação das exportações da produção de manufaturados aumentando de 1,3% em 1966 para 4,4% em 1973.[22] No mesmo período, a participação do total das exportações no PNB aumentou de 6% em 1966 para 7,7% em 1973.

A rápida expansão das exportações, aliada à melhoria nas relações de troca, levou a um aumento substancial na capacidade de importação do Brasil. Assim, dado que o volume de exportações subiu a uma taxa de 10,2% a.a. e a melhoria nas relações de troca foi em média de 2,4% a.a., a capacidade de importar do Brasil cresceu a uma taxa média anual de 12,8% entre 1966 e 1973. Com o afluxo de capital externo, a taxa de crescimento do volume de importações aumentou ainda mais, registrando uma média de 18,2% entre 1966 e 1973, enquanto o valor das importações aumentou 24,5% a.a. Como resultado, a participação das importações no PNB aumentou de 5,2% em 1966 para 8,7% em 1973; para o setor manufatureiro os números correspondentes são 7,5 e 13%.[23]

Aumentos na entrada de capital externo são indicados pelo aumento na razão entre poupança externa e investimento interno bruto, que passa de 0,4% em 1966 para 7,7% em 1973. Durante o mesmo período, a participação da poupança interna no PIB aumentou de 22,2 para 25,4%. Com aumentos na poupança interna e externa, a participação do investimento interno bruto no PNB aumentou de 22,3% em 1966 para 27,5% em 1973.[24]

A rápida expansão das exportações, a crescente disponibilidade de divisas e o aumento na contribuição dos investimentos para o PNB contribuíram para o crescimento econômico do Brasil entre 1966 e 1973. Durante esse período, o PNB aumentou a uma taxa média anual de 10,1%, com a produção agrícola aumentando 5,3% e a

22 B. Balassa, "Export Incentives...", *op. cit.*, p. 35.

23 *Ibid.*, e *International Financial Statistics* (maio de 1978).

24 *Conjuntura Econômica* (outubro de 1978).

produção do setor manufatureiro 11,7%.[25] Entre os 11 países semi-industrializados considerados, o Brasil apresentou o melhor desempenho na agricultura, mas foi ultrapassado por Taiwan (22%), Coréia do Sul (21%) e Cingapura (15%) no que se refere ao crescimento da produção industrial e por Cingapura (12,2%), Coréia do Sul (10,7%) e Taiwan (10,7%) em relação ao crescimento do PNB.[26]

Essa visão "convencional" dos fatores que afetaram o desempenho do crescimento econômico do Brasil, freqüentemente chamado "o milagre econômico brasileiro", começou a ser criticada nos últimos anos. Edmar Bacha colocou em evidência a proposição de que "o *boom* econômico de 1968/74 corresponde ao padrão de crescimento cíclico da economia brasileira no período pós-guerra. Não existe 'milagre econômico' a ser explicado, apesar de quase sete anos de prosperidade sem precedentes no período".[27] Também Malan e Bonelli tentaram demonstrar que o *boom* econômico que ocorreu no Brasil de 1968 a 1973 foi devido a uma conjunção um tanto especial de um crescimento cíclico com raízes em desenvolvimentos passados (como o *boom* ocorrido no final da década de 50) com uma situação internacional extremamente favorável — mas enganosamente temporária — com relação tanto ao comércio de mercadorias quanto aos movimentos de capital".[28]

As afirmações de Bacha e Malan e Bonelli sobre a natureza cíclica do *boom* brasileiro durante o período em consideração baseiam-se numa comparação entre a produção potencial e real no setor manufatureiro. A produção potencial foi derivada supondo-se aumen

25 *Ibid.*

26 B. Balassa, "Export Incentives...", *op. cit.*, p. 41.

27 E. Bacha, "Issues and Evidence on Recent Brazilian Economic Growth", in *World Development*, vol. 5 (1977), pp. 47-48.

28 Pedro S. Malan e R. Bonelli, "The Brazilian Economy in the Seventies: Old and New Developments", in *World Development*, vols. 1/2 (1977), p. [illegible]. Bacha (para 1968/74) e Malan e Bonelli (para 1968/73) tomam como base 1967, ano de crescimento relativamente lento. Neste trabalho 1966 é usado como ano-base. Essa escolha implicou taxas médias de crescimento reduzidas para o período em consideração, pois as mudanças políticas ocorreram em grande parte em 1967.

tos constantes na relação capital/produto, utilizando-se valores referentes a 1966 e 1972, respectivamente.[29]

Contudo, o método aplicado está sujeito a várias objeções. Em primeiro lugar, pode ter havido uma tendência subjacente na relação incremental capital/produto devido a mudanças tecnológicas. Existindo essa tendência, seria subestimada a produção potencial no final do período e sobrestimado o aumento na produção resultante de crescente utilização da capacidade. Além do mais, o método aplicado omite os efeitos das mudanças políticas sobre o aumento na relação capital/produto. Todavia, comparações a nível internacional mostram que essa relação difere consideravelmente, dependendo das políticas adotadas. Assim, no período 1960/73 as relações capital/produto situavam-se entre 1,7 e 2,5 na Coréia do Sul, em Cingapura e em Taiwan, países que adotavam políticas orientadas para o mercado externo; essa relação era 5,5 no Chile e 5,7 na Índia, que persistiram na aplicação de uma estratégia econômica orientada para o setor interno.[30]

Pode-se concluir, então, que o fato de a economia brasileira estar cada vez mais orientada para o mercado externo contribuiu para o declínio na relação incremental capital/produto de 3,8 em 1960/66 para 2,1 em 1966/73.[31] Essa conclusão é reforçada se considerarmos que no Brasil em 1970 os requisitos diretos e indiretos de mão-de-obra eram 78% maiores para o valor adicionado na produção de manufaturados para exportação do que para os bens importados competitivos.[32] Além do mais, a crescente orientação para o mercado externo contribuiu para a maior utilização da capacidade, enquanto, como já assinalamos, a orientação no sentido da substituição

[29] W. Suzigan, R. Bonelli, M. H. T. T. Horta e C. A. Lodder, *Crescimento Industrial no Brasil: Incentivos e Desempenho Recente,* Coleção Relatórios de Pesquisa (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1974), n.º 26, e R. Bonelli, *Tecnologia e Crescimento Industrial: A Experiência Brasileira nos Anos 60,* Série Monográfica (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1976), n.º 25.

[30] B. Balassa, "Export Incentives...", *op. cit.,* p. 45.

[31] *Ibid.*

[32] José L. Carvalho e Claudio L. S. Haddad, "A Promoção de Exportações: a Experiência Brasileira até 1974", *in Revista Brasileira de Economia* (janeiro/março de 1978), Tabela 11.

de importações leva à capacidade de produzir em excesso devido ao fato de as indústrias se anteciparem à demanda restrita do mercado interno.

Contudo, maior utilização da capacidade só seria responsável por uma parcela relativamente pequena do crescimento da economia brasileira. Dados publicados pela FGV mostram que o índice médio de utilização da capacidade industrial aumentou apenas de 83% no terceiro trimestre de 1968, para 90%, em 1973 (Tabela 1). Esse crescimento é um tanto pequeno em comparação com a quase duplicação do estoque de capital no setor manufatureiro.[33] Ao mesmo tempo, os investimentos foram encorajados cada vez mais, no lado da oferta, por incentivo à entrada de capital externo e à poupança interna e,

TABELA 1

Brasil: índices de utilização da capacidade no setor manufatureiro — 1968/78

Anos	Primeiro Trimestre	Segundo Trimestre	Terceiro Trimestre	Quarto Trimestre
1968	n.d.	n.d.	0,83	n.d.
1969	0,85	0,83	0,86	0,86
1970	0,86	0,85	0,86	0,86
1971	0,86	0,87	0,87	0,87
1972	0,86	0,87	0,89	0,89
1973	0,90	0,90	0,90	0,90
1974	0,89	0,89	0,87	0,87
1975	0,87	0,87	0,87	0,87
1976	0,89	0,89	0,89	0,87
1977	0,86	n.d.	0,82	0,83
1978	0,84			

FONTE: *Conjuntura Econômica*, vários números.

33 Pedro S. Malan e R. Bonelli, *op. cit.*, p. 29.

no lado da demanda, pelas medidas de promoção das exportações. O aumento dos incentivos também contribuiu para o excelente desempenho do setor agrícola, no qual não se pode falar em capacidade excedente em 1966.

Também se afirma que há evidência disponível do impacto dos incentivos às exportações, na forma de aumentos da taxa real de câmbio e subsídios às exportações, sobre o crescimento das exportações. Uma elasticidade de exportação de 1,1 com relação à taxa de câmbio real, ajustada pelos subsídios à exportação, foi obtida para as exportações de manufaturados por Carvalho e Haddad para o período 1955/74, utilizando dados anuais.[34] Por outro lado, Tyler estimou elasticidades de 1,4 e 2,4 com relação à taxa de câmbio real e subsídios às exportações, tomados separadamente, para exportação de produtos manufaturados durante o período 1963/72, utilizando dados trimestrais e uma defasagem de um período na estimação.[35]

Evidência adicional dos efeitos dos subsídios às exportações é apresentada por Paula Pinto numa estrutura de corte transversal. Comparando dados de 1971 com dados de 1966 (isto é, antes da introdução dos subsídios às exportações) numa amostra de 18 indústrias, ele demonstra que o desempenho das exportações está positivamente correlacionado com os subsídios à exportação expressos como uma proporção do valor adicionado e negativamente correlacionado com as razões exportação/produção iniciais.[36]

Outras questões surgem com relação à afirmação de Malan e Bonelli de que a situação internacional favorável beneficiou a economia brasileira, ou, como expressaram, *Ognun sa Navigare a Buon Vento*.[37] Em relação a isso, os autores referem-se à alta taxa de crescimento econômico nos países desenvolvidos, bem como à disponibilidade de capital externo durante o período 1966/73.

34 J. L. Carvalho e C. L. S. Haddad, *op. cit.*, p. 131.

35 W. G. Tyler, *op. cit.*, p. 262.

36 Maurício B. de P. Pinto, *Brazilian Manufactured Exports: Growth Change in Structure*, tese de Ph.D. não publicada (Baltimore: The Johns Hopkins University, 1979), Cap. 5.

37 Pedro S. Malan e R. Bonelli, *op. cit.*, p. 21.

Contudo, os dados disponíveis mostram que o período em questão não foi excepcional, pelo menos em relação ao crescimento de economias desenvolvidas. Assim, o PNB conjunto dos países membros da OECD aumentou a uma taxa média anual de [illegible] entre 1966 e 1973, em comparação com uma taxa de crescimento de [illegible] no período 1960/66.[38] Ao mesmo tempo, como vimos, o desempenho das exportações brasileiras foi muito diferente nos dois períodos, dado que a participação do Brasil nas exportações conjuntas de bens manufaturados dos 11 países semi-industrializados quase duplicou entre 1966 e 1973.

Também afloram questões relativas à validade da afirmação de que a disponibilidade de capital externo teria se alterado apreciavelmente entre 1960/66 e 1966/73. Apesar de o mercado de eurodólar ter-se expandido a uma taxa rápida, não se observa uma tendência à aceleração no investimento direto externo nos países em desenvolvimento. Antes, a melhoria das condições para o capital externo, bem como a crescente rentabilidade numa economia mais aberta, foram os fatores que aparentemente induziram crescentes investimentos externos no Brasil. Poderíamos acrescentar que alterações semelhantes no investimento externo não foram observadas na maioria dos países em desenvolvimento, e nenhum outro país latino-americano igualou o desempenho de crescimento do Brasil.

Ao mesmo tempo, deve-se enfatizar que os subsídios às exportações no Brasil implicaram a superposição de um sistema de incentivos à exportação ao sistema de proteção à importação. Embora as taxas de proteção se tenham reduzido durante o período em exame, a proteção às importações continuou a níveis relativamente altos e com grande dispersão, requerendo o uso de subsídios para compensar seus efeitos adversos sobre as exportações. Dado que os subsídios às exportações também variaram consideravelmente de indústria para indústria, houve diferenças substanciais na estrutura interindustrial dos incentivos e, portanto, nos custos em recursos internos de poupar ou gerar divisas. Como veremos na próxima seção, essas diferenças aumentaram ainda mais após 1973.

38 *National Accounts of OECD Countries*, vários números.

3 — Reações políticas à crise do petróleo e à recessão mundial

3.1 — Objetivos e instrumentos políticos

Como outros países importadores de petróleo, o Brasil foi afetado consideravelmente pela quadruplicação dos preços do petróleo e pela subseqüente recessão mundial. Por um lado, o preço em dólares das importações brasileiras aumentou 54% entre 1973 e 1974, enquanto os preços das exportações aumentaram apenas 26%,[39] resultando numa deterioração de 18% das relações de troca, mais do que suficiente para anular a melhoria experimentada durante todo o período 1966/73. Por outro lado, o GATT informa que, como resultado da recessão mundial, o volume de comércio mundial em 1975 estava no mesmo nível de 1973.[40]

Esses fatores contribuíram para a deterioração da balança comercial do Brasil. Como assinalou o então Ministro-Chefe da Secretaria de Planejamento, João Paulo dos Reis Velloso, nessa situação "uma das alternativas era seguir o exemplo dos países desenvolvidos: tentar resolver o problema da balança comercial através de uma recessão, que provocaria uma redução substancial nas importações".[41] Velloso acrescenta que o Governo rejeitou essa alternativa como sendo "inapropriada" e "ineficiente".[42] Em vez disso, escolheu-se uma "alternativa brasileira", implicando uma desaceleração moderada do crescimento econômico, junto com medidas com o objetivo de limitar as importações, promovendo exportações diversificadas e reduzindo o consumo de petróleo.

Contudo, o objetivo de uma desaceleração moderada do crescimento econômico não foi coerentemente visado durante o período após a crise do petróleo. Antes, a ponderação de fatores como desem-

39 *Conjuntura Econômica* (novembro de 1978).

40 *International Trade* (1977/78).

41 J. P. dos Reis Velloso, *Brasil: A Solução Positiva* (São Paulo: Abril-Tec Editora, 1978), p. 115.

42 *Ibid.*

prego e inflação, aliados ao momento político, levaram à aplicação de políticas que, em grande parte, tinham um caráter provisório.

Antes de tudo, as perdas substanciais de reservas em divisas, juntamente com as incertezas associadas à instalação do novo Governo, resultaram numa política monetária e fiscal relativamente restritiva em 1974. Dados referentes ao final do ano mostram que a oferta de moeda aumentou apenas 33,6% nesse ano, em comparação com 49,1% em 1973. E apesar de a despesa do Governo ter aumentado a uma taxa (38%) aproximadamente igual à de 1973, se ajustarmos a taxa de inflação, o resultado mostrará uma desaceleração. Após um aumento de 16,8% em 1973, o índice de preços por atacado aumentou 29,2% em 1974, em grande parte devido à quadruplicação dos preços do petróleo e ao adiamento dos aumentos nos preços após o abrandamento do controle de preços impostos em 1973 (Tabela 2).[43]

A desaceleração na expansão da oferta real de moeda e da despesa do Governo contribuiu para uma desaceleração da atividade industrial. Bacha assinala que a taxa de crescimento do consumo industrial de eletricidade na região Rio de Janeiro–São Paulo caiu de 16,6%, no primeiro trimestre de 1974, para 11,7, 11 e 4%, no segundo, terceiro e quarto trimestres, respectivamente.[44] No entanto, a desaceleração do crescimento de agregados monetários e fiscais continuou nos dois primeiros trimestres de 1975, com a oferta de moeda aumentando menos do que estacionalmente (9,7%) e a despesa do Governo diminuindo mais do que sazonalmente (12,8%).

Como resultado da forte atuação do partido de oposição nas eleições de 1974 e em resposta à desaceleração adicional no consumo industrial de eletricidade na região Rio de Janeiro–São Paulo ([illegible] no primeiro trimestre de 1975) e às previsões de safras ruins, foram

[43] Os dados sobre despesa incluem apenas o Governo Federal. Segundo estimativas, o *deficit* conjunto do Setor Público incluindo os governos estaduais e municipais e as empresas públicas, atingiu 6% do PNB em [illegible]. [illegible] finalmente, que a taxa de inflação foi subestimada em 1973.

[44] E. Bacha, "Brazil's Balance of Payments before and after the Oil Crisis", trabalho preparado para o projeto UNCTAD/UNDP sobre o impacto da crise do petróleo no balanço de pagamentos de países em desenvolvimento (julho de 1978), p. 34.

TABELA 2

Oferta de moeda, receita, despesa e financiamento do deficit (superavit) *do Governo*

(Cr$ Milhões)

	Oferta de Moeda (Fim de Período)	Receita do Governo	Despesa do Governo	*Deficit* (—) ou *Superavit* (+) do Governo	Índices de Preços Por Atacado (1973 = 100)	
					Todos os Bens	Bens Industriais
1972	62.890	37.738	38.254	—516	86	87
T1	48.440	7.688	6.238	1.450	81	82
T2	53.840	9.564	9.360	204	83	85
T3	57.330	9.178	8.796	382	88	88
T4	62.890	11.308	13.860	—2.552	91	91
1973	93.780	52.863	52.568	295	100	100
T1	65.660	11.259	9.840	1.419	94	95
T2	77.480	12.134	12.220	—86	98	98
T3	83.450	13.179	13.124	55	102	101
T4	93.780	16.291	17.384	—1.093	105	106
1974	125.330	76.810	72.928	3.882	129	129
T1	97.750	14.394	11.243	3.151	114	114
T2	103.700	18.531	16.784	1.747	129	127
T3	107.770	19.630	19.185	445	134	134
T4	125.330	24.255	25.717	—1.462	141	143
1975	174.510	95.446	95.373	73	164	167
T1	119.680	18.810	18.427	383	149	152
T2	137.440	23.807	22.437	1.370	156	161
T3	147.690	23.737	25.604	—1.867	170	171
T4	174.510	29.092	28.905	187	183	184
1976	241.710	166.220	165.797	423	236	227
T1	168.260	31.886	32.106	—220	200	199
T2	196.680	39.959	41.755	—1.796	221	215
T3	201.270	42.025	38.592	3.433	250	238
T4	241.710	52.350	53.344	—994	271	256
1977	330.290	242.893	241.850	1.043	336	316
T1	230.140	53.775	46.288	7.487	297	281
T2	268.900	57.751	63.380	—5.629	333	307
T3	285.320	56.849	56.546	303	345	328
T4	330.290	74.518	75.636	—1.118	367	349
1978	465.620	349.218	344.346	4.872	462	428
T1	326.050	76.885	68.520	4.365	399	377
T2	368.450	83.339	83.729	—390	442	407
T3	391.320	80.215	86.038	—5.823	481	442
T4	465.620	108.779	106.059	2.720	524	486

FONTES: Oferta de moeda: banco de dados do FMI (números revisados); todos os outros dados: *International Financial Statistics* e *Conjuntura Econômica*, vários números.

tomadas medidas expansionistas em meados de 1975. Entre o segundo trimestre de 1975 e o segundo trimestre de 1976, a oferta de moeda aumentou 43,1% e a despesa do Governo [illegible]%, convertendo o *superavit* orçamentário em *deficit*.[45]

Tanto a atividade industrial quanto os preços industriais responderam às medidas expansionistas. Em particular, após um declínio moderado na taxa de inflação de 27,2% em 1975, medida pelo índice de preços por atacado, essa taxa aumentou para [illegible]% entre 1975 e 1976. Em resposta à aceleração da inflação uma política mais restritiva foi adotada novamente no final de 1976. Entre o último trimestre de 1976 e o último trimestre de 1977 a oferta de moeda e a despesa do Governo aumentaram 36,6 e 41,8%, respectivamente. Dados disponíveis indicam a continuação dessa tendência em 1978, com a oferta de moeda e a despesa do Governo continuando praticamente inalteradas em termos reais.

Políticas monetárias e fiscais influenciam indiretamente a balança comercial através de seus efeitos sobre a atividade econômica. A balança comercial é também afetada por variações na taxa de câmbio real e por medidas diretas sobre as exportações e importações. Com a quadruplicação dos preços do petróleo e a redução na demanda externa de importações durante a recessão mundial de 1974/75, tudo indicava que iria ocorrer uma "maxidesvalorização" no Brasil. Contudo, essa alternativa foi rejeitada pelo Governo com base principalmente em que isso exacerbaria as pressões inflacionárias, aumentaria o equivalente em cruzeiros da dívida externa e minaria a confiança dos investidores externos. O Governo preferiu continuar com o sistema de "minidesvalorizações". Em relação a isso, é preciso considerar as variações na taxa real de câmbio que ocorreram em resultado das contínuas minidesvalorizações.

As variações estimadas na taxa real de câmbio dependerão da escolha do índice de preços. Dois cálculos são efetuados no presente estudo: um incluindo e outro excluindo os produtos agrícolas no índice de preços por atacado. A Tabela 8 apresenta as estimativas das variações na taxa real de câmbio relativa aos EUA, bem

45 Outros fatores que contribuíram para isso foram os salários [illegible] e a crescente proteção; sobre esta última questão, ver adiante.

TABELA 3

Taxas de câmbio reais no Brasil — 1970/78

Períodos	Taxa de Câmbio (Cr$/ US$) (A)	Índice da Coluna (A) (B)	Índice de Preços Relativos *vis-à-vis* os EUA (C)		Índice de Preços Relativos *vis-à-vis* os Parceiros de Comércio do Brasil (D)		Índice da Taxa Real de Câmbio *vis-à-vis*: US$ (E)		Índice da Taxa Real de Câmbio *vis-à-vis*: Moedas dos Parceiros de Comércio do Brasil (F)	
			Total	Industrial	Total	Industrial	Total	Industrial	Total	Industrial
1970	4,494	73,3	73,5	73,7	79,7	81,2	99,8	100,1	92,0	90,3
1971	5,304	86,5	85,4	83,0	91,9	90,9	101,4	104,2	94,2	95,2
1972	5,960	97,2	97,4	93,1	100,6	98,0	99,9	104,4	96,7	99,3
1973	6,128	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1974	6,843	111,7	109,0	105,9	106,6	106,9	102,5	105,5	104,8	104,4
1975	8,204	133,9	127,1	122,9	126,3	125,5	105,3	109,9	106,0	106,7
1976	10,770	175,7	173,8	157,7	173,1	162,3	101,1	111,4	101,6	108,2
1977	14,144	230,7	233,7	205,3	229,6	218,8	98,8	112,4	100,6	105,4
T1	12,721	207,6	211,5	186,9	206,9	193,2	98,2	111,1	100,4	107,5
T2	13,699	223,5	231,3	200,7	224,4	207,2	96,6	111,3	99,6	107,9
T3	14,680	239,5	239,4	210,9	238,4	217,0	100,1	113,6	100,6	110,4
T4	15,476	252,5	251,3	221,7	248,1	225,7	100,5	113,9	101.8	111,8
1978	18,070	294,9	296,9	258,3	288,0	258,6	99,3	114,2	102,4	114,0
T1	16,388	267,4	266,3	233,6	260,3	236,0	100,4	114,5	102,7	113,3
T2	17,406	284,0	286,4	247,7	280,0	250,4	99,2	114,7	101,4	113,4
T3	18,590	303,3	307,0	264,9	295,0	263,9	98,7	114,5	102,8	114,1
T4	19,895	324,7	326,6	285,8	312,0	282,0	99,4	113,6	104,1	115,9

Total: Os cálculos foram feitos utilizando-se o índice de preços por atacado.

FONTES: 1970 a 1977: W. R. Cline, "World Inflation and the Brazilian Economy", *in Worldwide Inflation and the Developing Countries* (Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1978; dados trimestrais para 1977 e 1978: *Conjuntura Econômica* e *International Financial Statistics*.

Industrial: Os cálculos foram feitos utilizando-se o índice de preços por atacado dos bens industriais apenas.

FONTES: *Conjuntura Econômica, International Financial Statistics* e estatísticas nacionais.

NOTA: Os cálculos referem-se aos sete principais parceiros de comércio do Brasil entre os países desenvolvidos (EUA, França, Alemanha, Itália, Holanda, Reino Unido e Japão). Para os outros países, em sua maioria localizados na América Latina, foram aplicados os índices dos EUA. Os índices de preços foram ponderados pela soma conjunta de exportações e importações, no comércio total e no comércio de manufaturados, respectivamente, no ano de 1972.

como *vis-à-vis* os principais parceiros de comércio do Brasil, em ambas as alternativas.

Utilizando o índice de preços por atacado, encontramos que a taxa real de câmbio desvalorizou entre 1973 e 1975, mas voltou aproximadamente ao mesmo nível de 1973 em meados de 1977, tanto em comparação com o dólar quanto comparando-se a uma média das moedas dos principais parceiros de comércio do Brasil. Uma divergência entre os dois só se registra no final de 1977, quando a desvalorização do dólar ultrapassou as variações nos preços relativos *vis-à-vis* outras moedas importantes, de modo que o cruzeiro

foi valorizado em termos reais em relação ao dólar, enquanto se valorizou em relação a outras moedas importantes. Assim, tomando-se 1973 como ano-base, o índice da taxa real de câmbio cruzeiro e dólar era 105,3 em 1975, 98,8 em 1977 e 99,3 em 1978, enquanto o índice médio *vis-à-vis* os parceiros de comércio do Brasil era [illegible] em 1975, 100,6 em 1977 e 102,4 em 1978.

Chegaremos a conclusões diferentes se utilizarmos o índice de preços por atacado dos bens industriais. Encontraremos então, em todo o período, que o índice da taxa real de câmbio no Brasil continuou a aumentar *vis-à-vis* o dólar e as moedas dos parceiros de comércio do Brasil. Tomando novamente como base 1973, os números-índices relevantes para 1978 são 114,2 e 114 nos dois casos, respectivamente.

As diferenças nos resultados são explicadas pelo comportamento diferente dos preços industriais e agrícolas no Brasil. A divergência entre os dois índices começou em 1976 e continuou depois disso. Tomando-se como base 1973, em 1978 o índice de preços por atacado dos produtos industriais atingiu 128, o dos bens agrícolas 542 e o de todas as mercadorias 162.[16] O comportamento diferente dos preços agrícolas é devido em grande parte ao aumento de seis vezes nos preços das exportações agrícolas, frutas e vegetais, e raízes e tubérculos entre 1973 e 1978.

Para avaliar a importância relativa das variações nas taxas reais de câmbio em termos de preços industriais, deve-se assinalar o fato de que a participação dos produtos manufaturados no total das exportações brasileiras aumentou de 20% em 1973 para 25% em 1977, enquanto a parcela de importação desses produtos declinou de 65 para 52%. Uma outra consideração é que, com relação a dois dos principais produtos agrícolas de exportação do Brasil (café e soja), responsáveis por 30% do total das exportações em 1976 e 1977, observa-se mais influência das exportações sobre os preços do que vice-versa, haja vista o fato de as safras não terem sido boas no Brasil, o que contribuiu para aumentar os preços no mercado mundial.

[16] *Conjuntura Econômica* (maio de 1979).

A depreciação do cruzeiro em termos de preços industriais foi acompanhada da aplicação de várias medidas com o objetivo de limitar as importações e promover as exportações brasileiras. A seguir, descreveremos sucintamente esses aspectos.

Do lado das importações, utilizou-se uma combinação de tarifas mais altas, exigências de depósito prévio, restrições de quantidade e investimentos de substituição de importações.[47] Antes de tudo, as tarifas foram aumentadas em 100%, para 1.200 produtos que tinham taxas tarifárias entre 50 e 105%, e em 30%, para 800 produtos que tinham taxas tarifárias de 40 a 85%. Além disso, foi instituído um depósito de 100% por um ano para aproximadamente 1/3 das importações, representando um equivalente em impostos de cerca de 50% às taxas de juros existentes. Ao mesmo tempo, a importação de cerca de 300 produtos considerados supérfluos foi proibida, e a "Lei do Similar" passou a ser aplicada de modo muito mais restritivo no setor privado. Finalmente, foram impostas imitações às importações por parte do Governo e de empresas públicas que tinham de preparar planos anuais providenciando reduções nas importações.

Posteriormente tencionou-se reduzir as importações através de aumento na produção de produtos intermediários e bens de capital para o mercado interno. O II PND (1975/79) pedia grandes investimentos em celulose e papel, petroquímicos, fertilizantes, aço e metais não-ferrosos, com o objetivo de atingir — ou se aproximar de — níveis de auto-suficiência até o último ano do Plano (1979). Por outro lado, as indústrias de bens de capital foram incentivadas através de uma combinação de restrições às importações, incentivos fiscais e créditos preferenciais.

Várias medidas foram instituídas para limitar as importações de petróleo. A quadruplicação dos preços do petróleo refletiu-se imediatamente no preço da gasolina, embora os aumentos de preços subseqüentemente tenham ficado abaixo da taxa de inflação. Além disso, o Governo determinou que o álcool feito principalmente de cana-de-açúcar fosse misturado em toda a gasolina, instituiu um

[47] D. Munhoz, "Importações — Etapas da Política de Controle", *in Conjuntura Econômica* (janeiro de 1976), pp. 76-80.

programa com o objetivo de aumentar a produção interna de [illegible] três vezes mais até 1980 e permitiu a exploração por companhias petrolíferas estrangeiras.

No lado das exportações, os limites de crédito para as de manufaturados foram ampliados e a aceleração da inflação aumentou o valor dos incentivos creditícios. O valor das restituições de impostos também aumentou, dado que as importações sob o esquema de *drawback* não estavam sujeitas a depósito prévio. Finalmente, sob o chamado programa BEFIEX, foram concedidos subsídios adicionais na forma de isenção de impostos para importação de maquinaria e insumos utilizados na produção interna a empresas que firmaram contratos de exportação a longo prazo.

Entretanto, as medidas aplicadas para limitar as importações e promover as exportações não foram suficientes para restabelecer o equilíbrio na balança comercial após a crise do petróleo e a recessão mundial. Para equilibrar a balança comercial sem reduções substanciais nas taxas de crescimento econômico, o Brasil teve que recorrer a capital externo para financiar seu *deficit* em transações correntes. Esse *deficit* aumentou de US$ 1,7 bilhão em 1973 para US$ 7,1 bilhões em 1974; era de US$ 6,7 bilhões em 1975 e de US$ 6,0 bilhões em 1976. E o declínio subsequente desse número para US$ 4 bilhões em 1977 foi seguido de um aumento para US$ 5,7 bilhões em 1978 (Tabela 4).

3.2 — O comportamento da economia brasileira no período 1973/78

Embora não tenha igualado as taxas de crescimento dos sete anos anteriores, o Brasil experimentou rápido crescimento econômico no período posterior à crise do petróleo. Entre 1973 e 1977, o PNB do Brasil aumentou a uma taxa média anual de 6,8%.[48] Isso pode ser comparado favoravelmente com outros países latino-americanos semi-industrializados, cujas taxas de crescimento, segundo as estimativas do Banco Mundial, foram: Argentina, 0,8%, Chile, [illegible]

[48] *Conjuntura Econômica*, outubro de 1978. [illegible] foram calculadas através de regressões.

TABELA 4

Brasil: balanço de pagamentos e obrigações da dívida

(US$ Milhões)

	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Importações (FOB)	6.192	12.641	12.210	12.383	12.023	13.639
Exportações (FOB)	6.199	7.951	8.669	10.128	12.120	12.650
Balança Comercial (A)	7	—4.690	—3.540	—2.254	96	—988
Serviços Outros que não de Fatores (B)	—988	—1.517	—1.393	—1.423	—1.309	—1.403
Hiato de Recursos (C) = (A) + (B)	—981	—6.207	—4.933	—3.678	—1.212	—2.391
Serviços de Fatores (D)	—734	—916	—1.768	—2.339	—2.825	—3.420
Transferências Unilaterais (E)	27	1	2	4	—	76
Balança das Transações Correntes (F) = (C) + (D) + (E)	—1.688	—7.122	—6.700	—6.013	—4.037	—5.735
Serviço da Dívida	2.260	2.572	3.683	4.829	6.230	7.868
Amortização	1.746	1.920	2.185	3.020	4.127	5.368
Juros	514	652	1.498	1.809	2.103	2.500
Investimento Externo Direto[a]	4.580	6.030	7.300	9.005	11.228	n.d.
Dívida Externa[a]	12.572	17.766	21.170	25.985	32.000	41.000
Reservas em Divisas[a]	6.416	5.273	4.035	6.542	7.257	11.742

FONTE: M. H. Simonsen, "International Payments and Foreign Indebtedness", trabalho apresentado no Centro de Estudos Brasileiros (Washington, D. C.· Johns Hopkins University, setembro de 1978); e Banco Central do Brasil.

[a]São valores no final do ano.

México, 3,4%; e Colômbia, 4,8%. O Brasil também ultrapassou as taxas de crescimento econômico de vários outros países semi-industrializados: Israel, 2,0%; Índia, 3,9%; Taiwan, 5,7%; e Cingapura, 6,4%. Ficou, porém, abaixo da Coréia do Sul, 10,3%, e da Iugoslávia, 7,0%. O desempenho de crescimento do Brasil destaca-se ainda mais se a comparação for feita com os países da OECD, cujas taxas de crescimento do PNB registraram uma média anual de 2,1% entre 1973 e 1977.[49]

A agricultura e a indústria participaram da expansão com taxas médias anuais de crescimento de 5,7 e 7,5%, respectivamente, entre 1973 e 1977. Ao mesmo tempo, em resposta às políticas adotadas, houve consideráveis variações anuais na taxa de crescimento da produção industrial. Os números relevantes são 9,9% em 1974, 6,3% em 1975, 10,7% em 1976 e 3,9% em 1977.[50]

49 OECD, *Economic Outlook*, vários números

50 *Conjuntura Econômica* (outubro de 1978).

O crescimento da produção industrial se acelerou novamente em 1978. Segundo dados preliminares apresentados pela Secretaria de Planejamento, o aumento foi de 8,6%, em comparação com um declínio de 1,8% na produção agrícola, que foi afetada adversamente por condições meteorológicas desfavoráveis. No mesmo ano o aumento do PNB foi estimado em 6,3%.

Como já assinalamos, manter altas taxas de crescimento econômico, exigiu grandes afluxos de capital após 1973. Após um equilíbrio na balança comercial e um *deficit* em conta corrente de US$ 1,7 bilhão naquele ano, o Brasil acumulou um *deficit* comercial de US$ 4,7 bilhões e um *deficit* em conta corrente de US$ 7,1 bilhões em 1974. Este último foi financiado em grande parte pela entrada de capital externo (US$ 6 bilhões); o restante foi provido pelas reservas cambiais (Tabela 4).

Com o afluxo contínuo de capital externo, embora a uma taxa reduzida, a dívida externa (pública e privada) do Brasil aumentou de US$ 12,6 bilhões no final de 1973 para US$ 32 bilhões no final de 1977, enquanto o estoque de investimento externo direto no Brasil aumentou de US$ 4,6 bilhões para US$ 11,2 bilhões. Do mesmo modo, a proporção do serviço da dívida pública e privada (amortização mais pagamentos de juros) em relação aos ganhos de exportação aumentou de 35,3% em 1973 para 50,7% em 1977.

Ao mesmo tempo, com reduções no *deficit* da balança comercial e em diversos itens de serviço, em comparação com aumentos nos pagamentos de juros e dividendos, a importância relativa do hiato de recursos e dos pagamentos líquidos de serviços de fatores[51] variou consideravelmente: o hiato diminuiu de US$ 6,2 bilhões em 1974 para US$ 1,2 bilhão em 1977 e os pagamentos aumentaram de US$ 0,9 para US$ 2,8 bilhões. Mas devido a vários fatores (inclusive safras deficientes, o recrudescimento da atividade econômica e a deterioração das relações de troca) o hiato de recursos aumentou novamente para US$ 2,4 bilhões em 1978, enquanto o *deficit* na balança de serviços de fatores atingiu US$ 3,4 bilhões, resultando num *deficit* em conta corrente de US$ 5,7 bilhões.

51 O hiato de recursos é definido como o saldo das transações correntes menos pagamentos de serviços de fatores.

Durante o período 1973/78 como um todo, o volume de exportações de mercadorias aumentou a uma taxa média anual de 5,2% no Brasil, enquanto as importações aumentaram 25% a.a. No mesmo período, os preços médios de exportação aumentaram 10% e os preços de importação 8,8% a.a. Parece, então, que o Brasil compensou a perda nas relações de troca que havia sofrido em 1973, embora tenha ocorrido um declínio nos preços de exportação entre 1977 e 1978.[52]

Com as exportações de café diminuindo, o volume de exportações, exceto as desse produto, aumentou substancialmente mais do que o total global, atingindo uma média de 8,5% a.a. entre 1973 e 1978. Dentre essas exportações, as taxas médias de crescimento do volume exportado eram 4,5% para minerais e 12,1% para bens manufaturados incluindo alimentos beneficiados; mas houve um declínio de 6,7% a.a. para produtos não-processados excluindo minerais.[53]

É também de interesse comparar o crescimento das exportações brasileiras de manufaturados com as de outros países em desenvolvimento. Excluindo alimentos beneficiados, o valor em dólares das exportações brasileiras de manufaturados aumentou a uma taxa média anual de 26% entre 1973 e 1977, ultrapassando consideravelmente a taxa de crescimento de 20% para todos os países em desenvolvimento tomados em conjunto.[54] Ao mesmo tempo, entre os qua-

52 Uma conclusão diferente é apresentada por Bacha, que recalculou os índices de preços de exportação e importação utilizando ponderações de 1975/76 em vez das ponderações de 1970 utilizadas nas estatísticas oficiais. Segundo Bacha, os índices oficiais subestimam os aumentos nos preços de importação e, em vez da melhoria nas relações de troca apresentado nas estatísticas oficiais, as relações de troca do Brasil registraram uma deterioração de 1,2% entre 1973 e 1977 (ver E. Bacha, "Brazil's Balance of Payments...", *op. cit.*, Tabela 5). Contudo, parece mais apropriado utilizar ponderações de 1970, dado que as proporções de importação observadas em 1975/76 já estavam sendo afetadas pela quadruplicação dos preços do petróleo.

53 *Conjuntura Econômica* (maio de 1979).

54 Os dados para os países em desenvolvimento se referem apenas às exportações destinadas aos países industriais. Contudo, há pouca diferença entre o crescimento dessas exportações e o das exportações de manufaturados para todo e qualquer país. Ver B. Balassa, "The Changing International Division of Labor in Manufactured Goods", *in World Bank Staff Working Paper*, n.º 329 (maio de 1979).

tro maiores exportadores do Extremo Oriente, o desempenho das exportações brasileiras só foi ultrapassado pela Coreia do Sul, cujas exportações de manufaturados aumentaram a uma taxa média anual de 30% entre 1973 e 1977; os dados correspondentes são 22% para Taiwan, 21% para Cingapura e 18% para Hong Kong.

O volume das importações brasileiras aumentou 30% entre 1973 e 1977, em comparação com um aumento de 11% no PNB. Apesar de esses números indicarem um declínio na elasticidade de renda da demanda de importações de 1,6 em 1966-73, as comparações são enganadoras, em parte devido à operação de fatores não recorrentes e em parte devido ao comportamento diferente da formação bruta de capital fixo, da utilização da capacidade e da acumulação de estoque entre os dois períodos.

Como assinalamos na Seção 2, o período 1966-73 seguiu-se a um período de seis anos durante o qual a economia brasileira "sofreu falta" de importações. Sem levar em consideração um aumento de 27% no PNB, o volume de importações diminuiu 5% entre 1960 e 1966 — uma situação insustentável.[55] O rápido aumento das importações entre 1966 e 1973 em parte supriu a demanda contida de importações. A liberalização das importações durante esse período também contribuiu para o crescimento das importações, bem como o aumento da participação da formação bruta de capital fixo no PNB, o crescente grau de utilização da capacidade e a acumulação de estoques.

Antes de tudo, a participação da formação bruta de capital fixo no PNB aumentou de 19,8% em 1966 para 23,2% em 1973.[56] Ao mesmo tempo, o impacto da crescente demanda de importações de bens de capital foi acentuado pelo aumento no grau de utilização da capacidade no setor manufatureiro. Assim, quando a utilização da capacidade aumentou de 85% em 1968 para [illegible]% em 1973, o crescimento anual do volume de bens de capital importados (22%) ultrapassou o da produção interna de bens de capital (16,7%).[57]

[55] B. Balassa, "Export Incentives ...", op. cit., p. 11 e [illegible] Statistics (maio de 1978).

[56] *Conjuntura Econômica* (julho de 1977).

[57] P. Malan e R. Bonelli, *op. cit.*, p. 33.

O aumento na utilização da capacidade levou a uma crescente importação de produtos intermediários e bens de consumo, pois os produtores internos não poderiam satisfazer plenamente a demanda de várias indústrias. Ao mesmo tempo, a importação de matérias-primas e produtos intermediários foi impulsionada pela taxa elevada de acumulação de estoques, que aumentou de 2,5% do PNB em 1966 para 4,3% em 1973. [58]

Essas influências se inverteram no período que se seguiu à crise do petróleo. Em primeiro lugar, a participação da formação bruta de capital fixo no PNB, em preços correntes, diminuiu de 23,2% em 1973 para 22,6% em 1978. [59] Além disso, segundo estimativa da FGV, a taxa de utilização da capacidade caiu de 90% para uma média de 84% em 1978.

Esses fatores contribuíram para o resultado de que as importações de bens de capital continuassem praticamente inalteradas entre 1973 e 1978, embora a substituição de importações de maquinaria também tenha influenciado o resultado. Por outro lado, a importação de matérias-primas e produtos intermediários, aumentando 4,4% a.a. em termos de volume, foi afetada pela acumulação de estoques em seguida a compras precautórias em 1973.

Apesar de não dispormos de estimativas das variações nos estoques para anos recentes, podemos supor que ajustes pelas variações de estoques resultariam numa taxa de crescimento das importações de insumos materiais para transformação interna comparável à do PNB. [60] Assim, surgem questões sobre a validade das afirmações oficiais com relação à magnitude da diminuição de importações resultante da implementação do plano para aumento da produção de bens intermediários no Brasil. Os dados oficiais calculam a diminuição de importações em termos brutos, excluindo assim a crescente importação de insumos.

Finalmente, o volume de importação de bens de consumo final aumentou a uma taxa média anual de 4,6% entre 1973 e 1978. Com o declínio em bens de consumo duráveis, foram observados aumentos

58 *Conjuntura Econômica* (outubro de 1978).

59 *Conjuntura Econômica* (fevereiro de 1979).

60 Sobre a questão da acumulação de estoques, ver também p. 770.

ainda mais rápidos na importação de não-duráveis. Contudo, devido à falta de dados detalhados, não é possível indicar quais grupos de mercadorias participaram na expansão.

3.3 — O Brasil após a crise do petróleo: uma avaliação [61]

Após a quadruplicação dos preços do petróleo e o início da recessão mundial, as autoridades brasileiras fizeram uso limitado de instrumentos macroeconômicos para reduzir o consumo interno (despesa agregada) . E, apesar de o cruzeiro ter sido desvalorizado em termos de preços dos bens industriais, as principais medidas políticas utilizadas para equilibrar o balanço de pagamentos foram proteção às importações, subsídios às exportações e encorajamento à entrada de capital externo.

Considerando as taxas relativamente altas de crescimento econômico e a melhoria na balança comercial após 1974, as políticas brasileiras podem ser consideradas bem sucedidas. Contudo, uma análise adicional teria que levar em conta os determinantes das alterações na balança comercial do Brasil, as implicações do crescente endividamento, a utilização ou destinação dos empréstimos tomados no exterior, o impacto das medidas aplicadas sobre a inflação e a efetividade do sistema de incentivos e avaliação de projetos.

Já vimos que o *deficit* comercial do Brasil aumentou de zero em 1973 para US$ 4,7 bilhões em 1974. A quadruplicação dos preços do petróleo foi somente em parte responsável por esse resultado. Assim, aos níveis de importação de 1973, o aumento nos preços do petróleo representou um aumento de US$ 2,3 bilhões na conta de importação do Brasil. E, apesar de os aumentos nos preços de outras importações acrescentarem mais US$ 1,5 bilhão, isso foi compensado por aumentos nos preços das exportações, totalizando US$ 1,6 bilhão. O restante da deterioração na balança comercial do Brasil em 1974 foi resultado de crescentes importações, devidas ao aumento nos níveis de utilização da capacidade, à necessidade de importação decorrente

61 Salvo indicação expressa, todos os dados foram [illegible] de [illegible] *Econômica.*

de investimentos no setor de produtos intermediários, empreendidos segundo o I PND (1972/75), e de investimentos de empresas privadas iniciados em anos anteriores, aos efeitos da rápida expansão econômica sobre a importação de bens de consumo, bem como à acumulação de estoques, correspondendo a 7,4% do PNB em 1974, provocada pela escassez mundial de alguns produtos e à incerteza com relação às políticas do Governo, em particular a fixação das taxas de câmbio.

A queda subseqüente na taxa de utilização da capacidade, a redução na participação da formação bruta de capital fixo no PNB de 2,4% em 1974 para 22,3% em 1977 e o consumo de estoques acumulados contribuíram sobremaneira para o declínio de 8% no volume de importações entre 1974 e 1977. Além disso, o Brasil se beneficiou da melhoria nas relações de troca durante esse período. Enquanto os preços médios das importações aumentaram 6% entre 1974 e 1977, os preços de exportação aumentaram 39%.

Melhoria nas relações de troca explicam em parte que a balança comercial tenha registrado um certo equilíbrio em 1977, em comparação com um *deficit* de US$ 4,7 bilhões em 1974. Assim, a preços relativos constantes, o *deficit* comercial teria sido de US$ 2,3 bilhões em 1977. Ao mesmo tempo, a melhoria nas relações de troca foi em grande parte devido à quase quadruplicação do preço do café e ao aumento de 28% no preço da soja entre 1974 e 1977.[62]

A melhoria nas relações de troca não foi utilizada para reduzir o endividamento externo do Brasil. Antes, como mostra a Tabela 4, a dívida externa aumentou cerca de US$ 4 bilhões anualmente, tanto em 1975 quanto em 1976, e US$ 6 bilhões em 1977. Por outro lado, em 1978 os preços do café e da soja declinaram 30 e 6%, respectivamente, levando a uma queda de 10% nos preços médios de exportação, em comparação com um aumento de 3% nos preços médios de importação. Do mesmo modo, o Brasil acumulou um *deficit* de US$ 1 bilhão em sua balança comercial em 1978, apesar de o aumento no volume das exportações (18%) ter ultrapassado o das importações (11%).

62 Excluindo café e soja, os preços médios de exportação aumentaram 12% entre 1973 e 1977 no Brasil.

No relatório do IPEA/INPES "Uma Nova Opção para a Economia", publicado no *Diário Comércio & Indústria* de 9 a 17 de fevereiro, é sugerido que os empréstimos tomados no exterior levaram a um endividamento externo excessivamente alto do Brasil. O então Ministro Simonsen argumentou que não se tratava disso. Segundo ele, se o Brasil conseguisse eliminar seu hiato de recursos, a taxa de crescimento das exportações e do PNB em termos de dólares correntes ultrapassaria a de pagamentos de juros da dívida externa, cujo aumento é estimado em 10% a.a., levando assim a um declínio gradual na razão pagamentos de serviço/exportações,[63] bem como na razão endividamento total/PNB.[64]

Essas projeções baseiam-se na suposição de o Brasil manter a taxa de crescimento das exportações de 15% em termos de dólares correntes registrada durante o período 1973/78.[65] Contudo, manter as tendências anteriores de exportação em preços correntes supõe implicitamente a continuação de desenvolvimentos favoráveis nos preços de exportação que aumentaram a uma taxa média anual de 9% durante o período, ultrapassando a taxa de inflação mundial e anulando o aumento nos preços das importações. Contudo, de acordo com as projeções de que dispomos, os preços dos principais produtos de exportação do Brasil (café e soja) diminuirão em termos reais na próxima década, e preços mais elevados do petróleo contribuirão ainda mais para a deterioração das relações de troca do Brasil. Do mesmo modo, o crescimento do volume de exportações precisaria ser acelerado para evitar um aumento na razão dívida/serviço. Voltaremos a essa questão na Seção 4.

Supondo que sejam tomadas medidas apropriadas para evitar futuros aumentos na razão dívida/serviço, as preocupações com relação à capacidade de crédito do Brasil parecem infundadas. Quanto a isso, note-se que o Brasil não encontrou resistência por parte dos emprestadores, apesar de em 1978 os empréstimos terem sido maiores do que o previsto. Isso se refletiu na diminuição de 2 para 1,5%

63 Apesar de Simonsen sugerir dedução das reservas excedentes do serviço da dívida para calcular a razão para exportações, as considerações acima se aplicam a ambas as razões.

64 M. H. Simonsen, *op. cit.*

65 *Ibid.*

da taxa *Libor* paga pelo Brasil, na dilatação dos prazos de vencimento dos novos empréstimos (12 anos, em média) e na decisão do Governo de limitar a troca do produto de empréstimos externos das empresas privadas por cruzeiros.

Ao mesmo tempo, para avaliar a política de empréstimos externos é preciso abordar a questão de se os fundos tomados em empréstimos foram aplicados produtivamente no Brasil. Na medida em que os empréstimos externos aumentaram a disponibilidade de fundos de investimentos sem afetar as alocações setoriais, a resposta pode ser afirmativa, pois a produtividade marginal do capital no Brasil ultrapassa a taxa real de juros dos empréstimos externos por uma margem substancial.[66] Contudo, parece que os empréstimos externos contribuíram para a implementação de alguns grandes investimentos em infra-estrutura e produtos intermediários que despertaram dúvidas quanto à eficiência.[67]

Além do mais, não se pode supor que as quantias tomadas em empréstimo foram plenamente investidas. Antes, parte desses empréstimos parece ter ido para o consumo (privado e público), cuja participação no PNB aumentou entre 1973 e 1978. No último ano, a participação conjunta de consumo e acumulação de estoque no PNB foi 80,4%. Supondo que a acumulação de estoques tenha sido responsável por 1,4% do PNB (taxa que representa sua proporção média na segunda metade da década de 60), a parcela de consumo no PNB pode ser estimada em 79% em 1978. Em contraste, a participação do consumo no PNB diminuiu de 77,8% em 1966 para 74,6% em 1973.

Aumentos no consumo privado foram encorajados pela adoção de políticas relativamente expansionistas. Como já assinalamos, essas políticas também contribuíram para aceleração da inflação em 1976.

66 Apesar de as estimativas estarem sujeitas a erros consideráveis, segundo diversos cálculos a produtividade marginal do capital é aproximadamente 15% no Brasil (ver C. Langoni, "A Study in Economic Growth: The Brazilian Case", tese de Ph.D. ainda não publicada (Universidade de Chicago, 1970), e E. Bacha, "Issues and Evidence...", *op. cit.*). Por outro lado, a taxa real de juros que o Brasil paga numa base líquida é cerca de 4%, se ajustarmos ao diferencial de juros sobre os fundos emprestados e sobre as reservas em divisas.

67 Resultados com relação a investimentos em produtos intermediários serão apresentados na Seção 4.

Com um efeito de alavanca operando devido à indexação ampla e a rápidos aumentos nos preços dos alimentos, a taxa de inflação continuou por volta de 40%.

Outro fator que contribuiu para a inflação foi a imposição de medidas protecionistas. Bacha[68] cita um cálculo feito por Munhoz[69] segundo o qual os aumentos nos custos provocados por proteção às importações, junto com a liberação das taxas de juros, acrescentaram 8,9% à taxa de inflação em 1976. Essa conclusão é confirmada por Cline, que demonstrou numa investigação econométrica que, ao lado das variações na taxa de crescimento da oferta de moeda e dos preços de importação, os aumentos na proteção às importações constituíram um fator importante que contribuiu para a aceleração da inflação no Brasil.[70]

As conclusões a que chegaram Munhoz e Cline indicam que não adianta utilizar medidas protecionistas em vez de uma desvalorização, com base em que esta teria efeitos inflacionários. Ao mesmo tempo, a substituição das variações na taxa de câmbio (que têm efeitos de incentivo neutros) por medidas não-neutras de proteção à importação aumentou a dispersão das taxas de incentivo no Brasil.

As diferenças entre as atividades econômicas com relação a créditos preferenciais aumentaram ainda mais a dispersão das taxas de incentivo. Por um lado, a aceleração da inflação aumentou o valor dos créditos preferenciais para os que recebem. Por outro, o alcance dos créditos preferenciais aumentou, em parte com objetivos particulares (por exemplo, subsituição de importações de produtos intermediários) e em parte para beneficiar setores desfavorecidos (por exemplo, a agricultura).

Ao mesmo tempo, a concessão de créditos preferenciais estava sujeita a decisões discricionárias, criando incerteza e provocando divergências nas taxas de incentivo entre empresas. Decisões discricionárias relativas ao licenciamento de importações, à aprovação de

68 E. Bacha, "Brazil's Balance of Payments ...", *op. cit.*, p. 56.

69 D. Munhoz, "Inflação — Impulsos de Custos Reversíveis e Não Reversíveis e a Taxa de Inflação de Equilíbrio" (Departamento de Economia da Universidade de Brasília, 1978), mimeo.

70 W. R. Cline, *op. cit.*, pp. 26-29.

investimentos, aos subsídios fiscais e ao controle de preços aumentaram essas divergências.

A alta dispersão das taxas de incentivo, por sua vez, interferiu na eficiência da alocação de recursos, aumentando as variações nos custos em recursos internos de poupar e gerar divisas. No lado das exportações, as indústrias que produzem para exportação a um alto custo em geral recebem subsídios mais altos. Em 1975, subsídios fiscais e creditícios às exportações atingiram uma média de 3% do preço FOB nos casos em que a razão de custo em recursos internos era inferior a 1,25, 28% nos casos em que essa razão se situava entre 1,25 e 1,35 e 33,8% nos casos em que ultrapassavam 1,35. [71]

Por outro lado, os aumentos nas taxas tarifárias, as exigências de depósito prévio, o uso de subsídios fiscais, a concessão de créditos preferenciais e a aplicação de controles à importação aumentaram a dispersão de incentivos à substituição de importações e elevaram seu nível médio consideravelmente. Em conseqüência, os incentivos à substituição de importações aumentaram substancialmente mais do que os incentivos à exportação. Entre as indústrias orientadas para a substituição de importações, as de bens de capital e de produtos intermediários oferecem interesse especial.

Incentivo às indústrias de bens de capital incluem proteção à importação e subsídios à produção. Em 1977 as tarifas atingiam em média 46% sobre maquinaria elétrica e não-elétrica, representando um aumento de 7 a 20% em comparação com a situação existente antes da crise do petróleo. No mesmo período, as tarifas aumentaram mais do dobro, atingindo 17% em 1977, quando o alcance das isenções de impostos foi reduzido [72] e as importações de maquinaria eram geralmente isentas de depósito prévio. A proteção à indústria de maquinaria aumentou ainda mais em conseqüência da generalização de licenças de importação de maquinaria para empresas privadas e das limitações à importação impostas às empresas públicas.

71 O ponto de referência para as razões de custos em recursos internos é a razão entre a taxa de câmbio estimada e a taxa de câmbio real, que os autores consideram entre 1,25 e 1,35.

72 W. G. Tyler, "Brazil: Protection and Competition of the Capital Goods Producing Industries" (Washington, D. C.: Banco Mundial, abril de 1979), mimeo, pp. 13-14.

Por outro lado, os produtores de maquinarias para o mercado interno recebem subsídios fiscais e creditícios. Os subsídios fiscais tomam a forma de créditos tributários, concedidos a vendas internas na mesma base das exportações, e os subsídios creditícios são proporcionados através de empréstimos a juros baixos e reajuste do montante emprestado abaixo da taxa de inflação. Tyler assinala que em 1975 o equivalente em subsídios dos créditos tributários e preferenciais representou 20 e 29%.[73]

Taxas de proteção e de subsídios fiscais e creditícios variam entre os produtores, e a imposição de medidas protecionistas e a concessão de subsídios estão sujeitas a decisões discricionárias numa série de programas parcialmente sobrepostos. Usuários de maquinaria importada podem obter reduções de impostos e isenções de depósito prévio junto ao Conselho de Desenvolvimento Industrial, ao Ministério da Indústria e do Comércio (programa BEFIEX) e a instituições de desenvolvimento regionais e setoriais. A CACEX concede licenças de importação após um exame da existência de "similares nacionais", com o objetivo de aumentar a proporção de maquinaria nacional no total das compras (o assim chamado índice de nacionalização). Incentivos fiscais à produção de certos tipos de maquinaria e equipamento são concedidos pelo Ministério da Fazenda, enquanto subsídios de taxas de juros são proporcionados através do FINAME e de outros programas de financiamento oficiais.[74]

Enquanto na indústria de bens de capital a produção para o mercado interno foi promovida através de proteção à importação e subsídios à produção, no caso dos produtos intermediários o próprio Governo promoveu, ou garantiu, investimentos sob o II PND. Esses investimentos não estavam sujeitos a apreciação rigorosa de projetos econômicos, mas parecem refletir a filosofia de substituição de importações "a qualquer custo".

Na falta de dados sobre custos, não se pode efetuar uma avaliação econômica dos investimentos em produtos intermediários. Entretanto, informações disponíveis sobre as dotações de recursos do Brasil e as condições do mercado mundial levam a duvidar quanto à rentabilidade social dos investimentos em indústrias petroquímicas. Além

[73] *Ibid.*, pp. 17 e 27.
[74] *Ibid.*, pp. 27-40.

disso, o declínio nos preços do mercado mundial também afetaram adversamente a utilidade social do investimento em fertilizantes.

Contudo, o Brasil teve vantagens comparativas na produção de pasta para fabricação de papel e do próprio papel, cuja oferta no mercado mundial tem a tendência de aumentar a uma taxa inferior à demanda. O Brasil também tem a capacidade de produzir aço competitivamente. Ao mesmo tempo, algumas das novas fábricas produzem a custos excessivamente altos, devido em grande parte à falta de planejamento dos investimentos.

Devemos nos referir também ao esquema BEFIEX para promoção de exportações, sob o qual 23% das exportações de manufaturados foram realizados em 1977. Esse esquema implica custos para a economia brasileira, dado que a crescente proteção ao mercado interno permite implicitamente subsídios às exportações, com as firmas cobrando preços mais altos sobre as vendas internas, apesar de receberem subsídios de insumos. Portanto, o sistema BEFIEX permite que as exportações sejam realizadas com altos custos e proporciona lucros elevados às firmas de exportação, em grande parte multinacionais. Essa última conclusão se aplica em particular às exportações de automóveis, responsáveis por 2/3 das exportações sob o esquema BEFIEX em 1977.

O último ponto conduz à questão da utilidade social dos investimentos externos diretos. Na ausência de distorções nos preços, tal investimento será útil ao país hospedeiro na medida em que houver taxação de lucros. Contudo, essa conclusão não se segue necessariamente na presença de distorções de preço que criam uma cunha entre a utilidade privada e a social. De fato, com a proteção e os subsídios às exportações aumentando os lucros que são repatriados à taxa de câmbio oficial, o investimento externo direto no Brasil pode levar a perdas em vez de ganhos para a economia nacional.[75]

Podemos concluir que o uso de medidas "não-neutras" de proteção às importações e de subsídios à produção e às exportações provocou ineficiências na economia brasileira, em vez de uma desvalorização, aumentando consideravelmente a variabilidade dos custos

[75] A taxa de câmbio à qual o capital foi originalmente importado não afeta essa conclusão; só será relevante para a repatriação de capital.

em recursos internos de poupar e gerar divisas. Ao mesmo tempo, os incentivos à substituição de importações aumentaram, em média, mais do que os incentivos às exportações após 1973.

A situação foi agravada por controles amplos que sufocaram cada vez mais as empresas comerciais e prejudicaram as pequenas e médias empresas. Além do mais, os controles e, em grande parte, os incentivos estão sujeitos a tomadas de decisão discricionárias: há uma multiplicidade de órgãos públicos exercendo controle e concedendo incentivos que em parte acumularam responsabilidade, e as empresas fazem esforços consideráveis para obter favores e encontrar brechas nos regulamentos.

Ao mesmo tempo, com taxas de câmbio "implícitas" na forma de proteção às importações e subsídios às exportações ultrapassando a taxa de câmbio oficial à qual os lucros são em grande parte repatriados, o investimento externo direto pode ser socialmente desvantajoso, mesmo se os lucros forem taxados. Além disso, uma parte dos investimentos em produtos intermediários pode não ser socialmente útil (por exemplo, petroquímicos), enquanto outros envolvem custos excessivos devido à falta de planejamento dos investimentos (por exemplo, aço).

4 — Reformando a política de incentivos

4.1 — Objetivos e instrumentos

A política econômica do Brasil tem vários objetivos, entre os quais rápido crescimento econômico, criação de emprego, diminuição da pobreza extrema, melhoria do balanço de pagamentos e redução da taxa de inflação. Os que tomam as decisões políticas dispõem de uma série de instrumentos que podem ser utilizados para atingir esses objetivos, inclusive política monetária, política fiscal e de contenção de despesa, alocação de crédito, intervenções diretas nos negócios das empresas públicas, relações contratuais com empresas

privadas, controle das importações, tarifas de importação e depósitos prévios, subsídios às exportações e reajustes na taxa de câmbio.

Nos últimos anos, os objetivos políticos freqüentemente entraram em conflito, pois os diversos instrumentos utilizados para atingir um determinado objetivo afetaram adversamente outros objetivos. São exemplos: os efeitos das políticas monetárias expansionistas sobre o balanço de pagamentos e a inflação; o impacto das medidas protecionistas sobre a inflação e os lucros das companhias multinacionais; e as conseqüências de antecipar uma "maxidesvalorização" para os lucros das multinacionais e o balanço de pagamentos.

Com isso não queremos subestimar as realizações da economia brasileira no período que se seguiu à crise do petróleo, com uma taxa elevada de crescimento econômico e a resultante criação de emprego. Contudo, uma taxa elevada de crescimento foi atingida à custa de crescente endividamento externo, inflação acelerada e ineficiências econômicas. Além da alocação ineficiente de recursos, devido à variedade de incentivos e controles freqüentemente desorientadora, a tarefa de obter incentivos e conviver com controles desviou os esforços das empresas das atividades produtivas. Essas conseqüências adversas, por sua vez, são potencialmente prejudiciais às expectativas a longo prazo da economia.

4.2 — As reformas políticas de 1979

O novo Governo tem dado prioridade a restringir os excessos da economia que levaram a *deficits* no balanço de pagamentos, taxa elevada de inflação e eficiência reduzida. Várias medidas têm sido tomadas, ou estão em estudo, para atingir esses objetivos. A seguir, examinaremos essas medidas.

A 24 de janeiro de 1979, o Conselho Monetário Nacional adotou mudanças no sistema de incentivos, implicando a abolição de subsídios fiscais às exportações, a eliminação de exigências de depósito prévio sobre as importações e a desvalorização compensatória na forma de "minidesvalorizações" aceleradas. Essas medidas foram planejadas para serem executadas num período de quatro anos, com término a 30 de junho de 1983. Representam a aplicação da filosofia

econômica "gradualista" do Governo, que foi anteriormente aplicada para reduzir as taxas de inflação.[76]

A substituição dos subsídios fiscais às exportações e dos depósitos prévios de importação pela desvalorização do cruzeiro simplificará o sistema de incentivos e contribuirá para alocação eficiente de recursos através da equiparação desses incentivos que têm sido até agora proporcionados a taxas desiguais.

Em 1975 os subsídios fiscais à exportação variaram de praticamente zero para café, açúcar, soja e minério de ferro a 35-40% para vários produtos têxteis.[77] Por outro lado, depósitos prévios não têm sido exigidos nas seguintes importações: petróleo, trigo, fertilizantes e produtos químicos para a agricultura; importação de maquinaria financiada por empréstimos externos; importação por empresas que recebem diversos incentivos fiscais; importação de insumos para produção de exportação sob *drawback* ou sob o esquema BEFIEX; e importações de países membros da ALALC.

Surge a questão de como as diversas atividades econômicas serão afetadas pela reforma do sistema de incentivos. A desvalorização adicional de aproximadamente 4,5% a.a., resultando em 25% até 30 de junho de 1983, se aproxima da taxa média de subsídios fiscais às exportações de manufaturados (24,9% em 1975).[78] Mas isso representará um ganho líquido, estimado em 3-4%, pois o recebimento de uma grande parcela de subsídios à exportação sofreu um atraso de quatro a seis meses.

Ao mesmo tempo, o custo de insumos importados para o exportador aumentará se esses insumos forem isentos de depósito prévio e diminuirá se isso não acontecer. Em 1975, 58% das exportações de manufaturados se beneficiaram com *drawbacks*, e insumos importados com *drawback* eram responsáveis por 1/4 dessas exportações.[79] Essas

76 M. H. Simonsen, *Inflação, Gradualismo x Tratamento de Choque* (Rio de Janeiro: Apec Editora, 1970).

77 A. C. Pastore, J. A. Savasini e J. de Azambuja Rosa, "Quantificação dos Incentivos às Exportações" (Rio de Janeiro: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior, 1977), Projeto I — Relatório Final — versão preliminar, pp. 31-32.

78 *Ibid.*

79 *Ibid.*, pp. 37-41.

importações, insumos importados sob o esquema BEFIEX e maquinaria importada sob o BEFIEX e outros esquemas, têm sido isentas de depósito prévio.

No total, os insumos importados para aproximadamente 3/4 das exportações de manufaturados não estavam sujeitos a depósito prévio em 1975. O custo médio dessas exportações aumentará 6% em conseqüência da desvalorização adicional que elevará em 25% os preços dos insumos importados, representando 1/4 do valor de exportação. Esse aumento será compensado em parte mediante reduções nos custos de exportação de manufaturados cujos insumos importados têm sido sujeitos a depósito prévio, dado que uma redução nos custos de igual magnitude (o custo de 50% dos depósitos prévios menos a desvalorização adicional de 25%) sobre insumos importados representa 1/4 do valor das exportações.

Parece, então, que o efeito líquido das mudanças no sistema de incentivos sobre as exportações de manufaturados será, em média, nulo. Por outro lado, as exportações de produtos primários não-beneficiados que receberam nenhum ou poucos subsídios fiscais e cujos insumos em sua maioria estavam sujeitos a depósito prévio serão afetadas favoravelmente. As exportações de alimentos beneficiados também serão beneficiadas, embora a um grau menor, na medida em que receberam subsídios a taxas inferiores a 25% e que seus insumos importados estavam geralmente sujeitos a depósito prévio. Por exemplo, um produto com um subsídio de exportação de 10% (a média aproximada para mercadorias primárias beneficiadas), e cujos insumos importados representam 20% do valor de exportação, será beneficiado com um aumento no preço de 14% e com uma redução de 10% nos custos.

Inicialmente, cerca de 1/3 das importações estava sujeito a depósito prévio. Com a introdução das isenções adicionais, essa proporção diminuiu para 21% em 1977 e tem estado entre 22 e 24% desde então. Calculando com uma taxa de juros de 50%, o custo médio de depósitos prévios sobre todas as importações é estimado em 11-12%, em comparação com a desvalorização adicional de 25%.

As obrigações de depósito prévio geralmente se referem a importações que competem com a produção interna, apesar de seus insumos importados freqüentemente receberem isenções. Na média,

portanto, a reforma do sistema de incentivos reduzirá a proteção às indústrias de substituição de importações, diminuindo o preço das importações competitivas e aumentando o custo dos insumos importados que elas utilizam. Além disso, a dispersão das taxas de proteção à importação será reduzida pelo aumento de proteção às mercadorias que competem com as importações (por exemplo, fertilizantes), que não estavam sujeitas a depósito prévio ou que utilizam insumos sujeitos a depósito.

Dados apresentados por Tyler [80] indicam que as tarifas sobre bens manufaturados atingiram uma média de 44% em 1977, devendo-se acrescentar ainda o equivalente em tarifas dos depósitos prévios de 50%. Eliminar os depósitos prévios e desvalorizar a moeda em 25% reduzirá a proteção nominal de bens que competem com as importações, calculada à taxa de câmbio existente, de 94 para 80% (a tarifa de 44% aplicada ao preço CIF de importação, mais a desvalorização de 25%). Por outro lado, no caso hipotético em que os insumos importados representam 1/5 do valor da produção e estão isentos de depósito prévio, o custo da produção interna de substitutos da importação aumentará 10%.

Atribuir valores numéricos às variações nos subsídios líquidos à exportação e na proteção à importação nos ajuda a avaliar os efeitos da reforma do sistema de incentivos sobre a alocação de recursos, o balanço de pagamentos e a inflação. Os efeitos sobre a alocação de recursos serão favoráveis; além da redução das diferenças entre os incentivos devido a taxas diferentes de subsídio às exportações e depósitos prévios, as medidas adotadas reduzirão a discriminação a favor da substituição de importações e contra as exportações de manufaturados e, em particular, de produtos primários. A expansão do sistema de crédito à exportação, introduzida simultaneamente, reduzirá ainda mais a extensão do viés.

Contudo, os efeitos líquidos do sistema de incentivos sobre o balanço de pagamentos são incertos. A geração de divisas aumentará em resposta a preços em cruzeiros mais elevados recebidos a uma taxa de câmbio mais favorável. Por outro lado, as importações aumentarão em conseqüência da proteção reduzida às atividades com-

80 W. G. Tyler, "Brazil: Protection and Competition ...", *op. cit.*, p. 13

petitivas com as exportações. Finalmente, o equivalente em divisas dos lucros das multinacionais diminuirá, pois esses lucros serão repatriados a uma taxa de câmbio mais alta.

Aumentando os preços recebidos pelos exportadores de produtos primários e alimentos beneficiados e aumentando o custo dos insumos importados isentos de depósito prévio, a reforma do sistema de incentivos contribuirá para as pressões inflacionárias, e esses efeitos serão compensados somente em parte por preços de importação mais baixos. Contudo, a melhoria no orçamento do Governo, resultante do aumento do equivalente em cruzeiros das tarifas sobre importações reais, os impostos arrecadados sobre o incremento das importações e o excesso do custo orçamentário dos atuais subsídios à exportação sobre o custo de juros dos depósitos prévios permitirão reduzir a taxa de criação de moeda.

De fato, o Governo anunciou que pretende utilizar o incremento líquido da receita para desacelerar a expansão monetária. Também anunciou a intenção de reduzir o crescimento das despesas fiscais, bem como dos gastos das empresas públicas, de modo a moderar a inflação. Finalmente, foram tomadas medidas para aumentar o custo do crédito para a compra de bens de consumo duráveis.

4.3 — Políticas para o futuro

As medidas tomadas, ou que se tenciona adotar, para reduzir a despesa pública e os gastos privados com bens de consumo duráveis diminuirão as pressões inflacionárias e melhorarão o balanço de pagamentos, tanto diretamente, reduzindo as despesas com importação, quanto indiretamente, criando capacidade excedente no setor manufatureiro que pode ser utilizada para exportar. O balanço de pagamentos melhoraria ainda mais em conseqüência do aumento nas exportações (e redução nas importações) de produtos alimentares após os anos de seca (1977 e 1978). Além disso, pode-se prever alguns ganhos moderados, pois os aumentos de preços em antecipação aos efeitos adversos da geada de junho de 1978 sobre a safra de 1980 devem elevar de algum modo o preço médio das exportações de café de 1979 acima do nível de 1978.

Contudo, o Brasil sofrerá as conseqüências de preços mais altos do petróleo; aos níveis atuais de importação, o aumento nos preços de aproximadamente 50% entre 1978 e 1979 acrescentará US$ 2,3 bilhões à conta de importações. E, mesmo se os preços do petróleo não aumentarem mais nos próximos quatro anos em termos reais, a projeção referente aos preços do café e da soja é uma redução em termos reais durante esse período. Parece, então, que durante o período 1979/82, quando a reforma do sistema de incentivos será implementada, o cruzeiro precisaria ser desvalorizado mais em termos reais do que se considera atualmente, de modo a eliminar o hiato de recursos do Brasil.

Essa conclusão é reforçada se considerarmos a necessidade de reduzir o viés contra as exportações que se manifesta claramente sob a reforma do sistema de incentivos. Após a abolição dos subsídios fiscais, os exportadores de bens manufaturados só irão dispor de subsídios creditícios e do esquema BEFIEX, enquanto uma série de exportações primárias serão sobrecarregadas pela falta de reembolso total dos impostos indiretos.[81] Em contraste, as tarifas sobre bens manufaturados (que também são freqüentemente protegidos por controles de importação) atingem em média 44%.

Para reduzir o viés contra as exportações bastaria reduzir as tarifas, e os efeitos sobre o balanço de pagamentos seriam compensados por uma desvalorização adicional. Assim, as tarifas mais elevadas deveriam diminuir proporcionalmente mais, de modo que as diferenças interindustriais entre as taxas tarifárias seriam reduzidas. Seria ainda necessário liberar os controles à importação e limitar o alcance dos incentivos creditícios e fiscais que representam elementos adicionais de diferença entre incentivos.

Deve-se reconhecer que as reduções nas tarifas compensariam os efeitos inflacionários de uma desvalorização, pois o aumento nos preços de exportação seriam compensados por um declínio nos preços das importações. Também o aumento no equivalente em cruzei

81 Em 1975 o equivalente em subsídios dos créditos preferenciais foi estimado em 2,6%, em média, e o ônus líquido dos impostos indiretos em 3,1% do valor FOB do total das exportações excluindo café (ver Pastore, Savasini e Rosa, *op. cit.*, pp. 31-32). Não dispomos de estimativas dos subsídios do sistema BEFIEX.

ros da dívida externa das indústrias de exportação seria compensado pelo aumento no equivalente em cruzeiros de seus ganhos em divisas. Por outro lado, as atividades substitutivas de importações podem receber créditos para compensar o ônus mais elevado de sua dívida.

Apesar do fato de que as medidas tomadas no sentido de equiparar os incentivos devem melhorar a eficiência, seria mais desejável substituir tomadas de decisão discricionárias pela aplicação de normas automáticas. Isso reduziria o risco de ações arbitrárias e o custo para o setor privado de lidar com um sistema burocrático que estrangula cada vez mais as empresas comerciais. Em particular, seria preciso liberar o sistema de aprovação de investimentos pelo Conselho de Desenvolvimento Industrial e por instituições de desenvolvimento regionais e setoriais, o controle das importações pela CACEX e o controle de preços pelos órgãos governamentais e encerrar gradualmente o esquema BEFIEX. Seria também desejável limitar o alcance dos créditos preferenciais, que têm criado distorções nos mercados financeiros e proporcionado subsídios a atividades intensivas em capital na agricultura e no setor manufatureiro.

Uma equiparação e automaticidade maior dos incentivos ao setor privado precisaria ser acompanhada de melhoramentos nas tomadas de decisão no setor público. Isso implicaria um controle financeiro mais rigoroso dos órgãos públicos e empresas públicas, bem como uma avaliação rigorosa dos projetos de investimento. Com relação a esta, cálculos aos preços do mercado mundial são de particular importância.

Minidesvalorizações e indexação salarial: alguns aspectos da experiência brasileira na década de 70 *

ELIANA A. CARDOSO **

1 — Introdução

A importância da expansão do setor externo para o crescimento econômico brasileiro nas últimas décadas tem sido muito enfatizada. Essa expansão atribui-se, em parte, à utilização de subsídios para as exportações e à implantação do sistema de minidesvalorizações [1] a partir de 1968.

O modelo aqui apresentado analisa as interações das minidesvalorizações com a indexação salarial e os efeitos que tais políticas desempenham sobre o crescimento, a inflação e a distribuição funcional da renda.

A Seção 2 deriva uma equação para o comportamento da taxa de câmbio real em função da taxa de inflação e da balança comercial. A Seção 3 descreve a participação dos salários no produto como função da política de indexação salarial e do poder de barganha dos assalariados *vis-à-vis* seus empregadores. A Seção 4 mostra como a taxa de crescimento do produto é determinada pela taxa de câmbio real e pela participação dos salários no produto. Apresenta também a relação entre a expansão monetária, a inflação e a taxa de

* Agradeço a E. Bacha, R. Dornbusch e ao corpo editorial desta revista pelos comentários a respeito deste trabalho, assim como à Fundação Ford, que o custeou.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

1 Ver A. Fishlow, "Indexing Brazilian Style: Inflation Tears", in *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1 (1974), pp. 261-282.

crescimento do produto, completando o modelo. Prossegue-se então com exercícios de dinâmica comparativa, ilustrativos do comportamento recente da economia brasileira.

Durante a última década, ao mesmo tempo em que reprimiu as atividades sindicais e procedeu a um maior controle da política salarial, o regime militar, que assumiu o poder em 1964, conseguiu adquirir a confiança de capitalistas brasileiros e estrangeiros, o que possibilitou a expansão dos investimentos governamentais. Entre 1968 e 1973, as políticas de indexação salarial e de investimento público, que tinham por meta a maximização do crescimento ao lado da estabilização da taxa de inflação, coincidiram com um período de expansão da economia internacional, com respeito não somente ao comércio de bens e serviços, mas também aos movimentos de capital. Tais fatos, que resultaram no chamado "milagre" brasileiro,[2] são analisados na Seção 5. Ali também se ilustra a descontinuidade observada em 1974, através de um exercício que mostra como um aumento no preço de um insumo importado acelera a inflação e diminui o crescimento.

A Seção 6 discute medidas de política econômica para a correção das contas externas brasileiras. Argumenta-se que a gravidade da situação atual não se deve apenas a um desajuste nas referidas contas, mas a um desequilíbrio estrutural relacionado ao padrão de crescimento.

As conclusões estão resumidas na Seção 7.

2 — Indexação cambial

O produto é obtido através de uma função de produção com coeficientes fixos, onde os insumos são o capital doméstico, o trabalho e um bem intermediário importado, como o petróleo. Supondo-se

[2] Ver E. Bacha, "Issues and Evidence on Recent Brazilian Economic Growth", e P. Malan e R. Bonelli, "The Brazilian Economy in the Seventies: Old and New Developments", *in World Development*, vol. 5, n.os 1 e 2 (janeiro e fevereiro de 1977), pp. 47-68 e 19-46, respectivamente.

que o capital é o fator que restringe a produção, quando existe excesso de oferta de trabalho, o produto é determinado por:

$$Q = a\ K \tag{1}$$

onde: Q = produto;

K = estoque de capital.

Supõe-se a existência de progresso técnico na forma neutra de Harrod. A quantidade de trabalho efetivo, H, e o nível de emprego, L, são dados respectivamente por:

$$H = l\ Q \tag{2}$$

$$L = l\ e^{-\beta t}\ Q \tag{3}$$

onde β é a taxa de progresso técnico ampliador de trabalho.

A quantidade do insumo importado, N, usado na produção é:

$$N = n\ Q \tag{4}$$

Admite-se que a oferta do insumo importado é infinitamente elástica ao preço internacional p_n^* e que a demanda de nossas exportações é infinitamente elástica ao preço internacional p_x^*. Os preços em cruzeiros das importações e exportações são respectivamente: $p_n \equiv E\ p_n^*$ e $p_x \equiv E\ p_x^*$, onde E é a taxa de câmbio nominal, medida como o preço do dólar em cruzeiros.

Fazendo-se, por questão de simplicidade, $p_n^* \equiv p_x^* \equiv 1$, podemos definir a taxa de câmbio real como:

$$\varepsilon \equiv \frac{E}{p}$$

onde p é o preço em cruzeiros do nosso produto no mercado doméstico.

O produto, Q, pode ser usado internamente para consumo e investimento, ou transformado para a exportação. Supondo-se que os produtores incorram em custos crescentes de comercialização no exterior, pode-se representar a função de oferta de exportações como

uma fração do produto, sendo que o fator de proporcionalidade é uma função crescente do preço das exportações em cruzeiros, deflacionado pelo preço do produto no mercado doméstico, ou seja, como uma função crescente da taxa de câmbio real: [3]

$$X = (h\,\varepsilon - A)\;Q \tag{5}$$

onde A é uma constante cujo valor depende inversamente do progresso técnico na transformação do produto doméstico num bem de exportação.

O valor agregado da economia é igual ao produto menos os custos reais do insumo importado:

$$Y = Q - \varepsilon\,N = (1 - \varepsilon\,n)\;Q$$

onde $(1 - \varepsilon\,n) \equiv \alpha$ é o valor real adicionado por unidade do produto. Assim, a função de produção do valor adicionado é:

$$Y = \alpha\,Q \tag{6}$$

O saldo da balança comercial em cruzeiros reais é:

$$B = (h\,\varepsilon - A)\;Q - \varepsilon\,n\,Q$$

Observe-se que $\partial B/\partial\varepsilon = \pi\,Q$, onde $\pi \equiv (h - n)$ e $\partial B/\partial\,\varepsilon > 0$, se $\pi > 0$. Um acréscimo à taxa de câmbio real aumenta tanto a receita das exportações quanto o custo do insumo importado. A condição $\partial B/\partial\varepsilon > 0$ implica que o segundo efeito não é suficientemente forte para eliminar o saldo positivo da balança comercial, induzido pelo impacto da desvalorização sobre as exportações.

A equação (7) estabelece que a balança comercial está em equilíbrio, se $\varepsilon = A/\pi = \bar{\varepsilon}$.

Num sistema de taxas de câmbio fixas, a taxa de câmbio nominal, E, é estabelecida pelo Governo. Desde 1968 o Governo brasileiro vem empregando um sistema de minidesvalorizações, e ao decidir quanto ao ritmo e o tamanho das desvalorizações leva em consideração tanto o seu efeito sobre a balança comercial quanto seu impacto sobre o nível de preços.

3 Supõe-se que a equação que descreve a oferta das exportações seja linear para simplificar o tratamento algébrico dos problemas em discussão.

Por um lado, as desvalorizações estimulam as exportações brasileiras, ao aumentar seu preço em cruzeiros em relação ao preço interno. Por outro, essas desvalorizações se tornam inflacionárias, já que elevam o preço em cruzeiros das importações, fato que imediatamente se reflete no índice de preços por atacado. Além do mais, em face da indexação salarial, preços mais altos significam salários também mais altos, com uma subseqüente perda no ganho em competitividade externa. Em vista disso, o Governo brasileiro não procura eliminar totalmente a diferença entre as inflações interna e externa através de ajustes na taxa de câmbio nominal, mas tenta aproximar a taxa de câmbio real do valor, $\bar{\varepsilon}$, para o qual a balança comercial se equilibra.

Assim sendo, a fórmula de desvalorização usada pelo Governo pode ser representada aqui pela seguinte expressão:

$$E' = \rho p' + \mu (\bar{\varepsilon} - \varepsilon) ; \rho < 1 \qquad (8)$$

onde uma linha ao lado de uma variável indica sua derivada logarítmica em relação ao tempo, ou seja, $x' \equiv (dx/dt)/x$.

A partir de (8), a taxa de variação da taxa de câmbio real é:

$$\varepsilon' = (\rho - 1) p' + \mu (\bar{\varepsilon} - \varepsilon) \qquad (9)$$

Por conseguinte, variações na taxa de câmbio real são inversamente relacionadas com a taxa de inflação.

3 — Indexação salarial

A Seção 2 pressupõe a existência de progresso técnico [illegible] de trabalho. As equações (2) e (3) definem a quantidade de trabalho efetivo, H, e o nível de emprego (horas trabalhadas), L, na economia. O salário nominal por hora trabalhada é [illegible], onde U representa o salário pago ao trabalho efetivo.

Desde 1964, os salários mínimos vêm sendo indexados de acordo com uma fórmula fornecida pelo Governo, a qual leva em conta

somente parte da elevação dos níveis de preços e dos ganhos de produtividade:

$$W'_m = \lambda p' + \xi\beta; \qquad 0 < \lambda < 1, \qquad 0 < \xi < 1$$

onde W'_m é a taxa de crescimento do salário mínimo.

Presume-se que os salários de mercado flutuem em torno do salário mínimo, dependendo do poder de barganha dos assalariados *vis-à-vis* seus empregadores, havendo, contudo, um limite para os aumentos salariais. De acordo com Marshall,[4] o teto para a barganha salarial é imposto pela necessidade de se manter uma oferta de capital e um poder de negociação na indústria. Dentro dessa mesma perspectiva, Kaldor[5] aponta para o fato de que a participação dos lucros no produto não pode baixar além de um nível que garanta uma taxa de lucro mínima capaz de induzir os capitalistas a investir.

Suponhamos que a participação dos salários no produto, ω, se aproxime do teto, ψ, de acordo com uma taxa de ajuste determinada pelo poder de barganha dos assalariados. Neste caso:

$$W' = \lambda\ p' + \xi\beta + \gamma\ (\psi - \omega)\,;\ 0 < \gamma < 1$$

A participação dos salários no produto bruto a preços de mercado, ω, é $(L\ W) / (p\ Q)$. A partir de (3), $L' - Q' = \beta$. Donde se conclui que a taxa de variação da participação dos salários no produto é:

$$W' - p' - \beta = (\lambda - 1)\ p' + (\xi - 1)\ \beta + \gamma\ (\psi - \omega) \qquad (10)$$

4 — Crescimento e inflação

O valor adicionado por unidade de produto, Z, é convertido em preços de mercado segundo:

$$p = (1/1 - \tau)\ Z \qquad (11)$$

4 Ver A. Marshall, *Principles of Economics* (8.ª edição; Londres: MacMillan, 1930).

5 Ver N. Kaldor, "Alternative Theories of Distribution", *in Essays on Value and Distribution* (Londres: Duckworth, 1960).

onde τ = alíquota de impostos sobre o valor agregado.

Os lucros nominais equivalem ao valor adicionado menos a folha de salários; logo, podem-se definir os lucros reais como:

$$(1 - \tau)\ \alpha\ Q - (W/p)\ L$$

O investimento real, I, é determinado pela poupança total, isto é, pela soma da fração dos lucros reais, s, que é poupada, mais o *deficit* comercial real, mais a participação, ϕ, dos gastos reais do Governo em bens de capital, nos seus gastos totais, G.[6] Segue-se que:

$$I = s\ [(1 - \tau)\ \alpha\ Q - (W/p)\ L] - B + \phi\ G \tag{12}$$

Dividindo-se o investimento real por K e usando-se (1) e (2), obtém-se:

$$I/K = a\ \{s\ [(1 - \tau)\ \alpha - \omega] - b + \phi\ g\} \tag{13}$$

onde $g \equiv G/Q$ e $b \equiv \pi\ \varepsilon - A$.

Ignorando-se a depreciação do capital, a equação (13) representa a taxa de crescimento tanto do capital quanto do produto real. Com base nessa equação, pode-se verificar que a taxa de crescimento do produto é uma função decrescente da participação dos salários no produto e da taxa de câmbio real.

Se a participação dos salários no produto aumenta, a poupança privada se reduz e o crescimento se retrai: $\dfrac{\partial Q'}{\partial \omega} = -a\ s$.

6 Observe-se que as adições ao estoque de capital correspondem à parte do produto não consumida:

$$I = Q - C - X - (1 - \phi)\ G$$

Portanto:

$$I = Q - \frac{W}{p} L - (1 - s) \left[(1 - \tau)\alpha\ Q - \frac{W}{p} L\right] - X - (1 - \phi)\ G$$

Note-se que $\alpha = 1 - \varepsilon n$; logo:

$$I = s \left[(1 - \tau)\alpha\ Q - \frac{W}{p} L\right] + [\varepsilon n Q - X] + \phi G + (\tau \alpha Q - G)$$

Se o orçamento do Governo estiver equilibrado, temos $\tau\ \alpha\ Q = G$, e a expressão acima se reduz à equação (12).

Se a taxa de câmbio real aumenta, o custo dos insumos intermediários sobe; conseqüentemente, os lucros e a poupança interna diminuem. Por outro lado, a desvalorização da taxa de câmbio reduz o *deficit* comercial (isto é, a poupança externa):

$$\frac{\partial Q'}{\partial \varepsilon} = -a\,[s\,(1-\tau)\,n + \pi]$$

Analisemos agora o mercado monetário. Supondo-se que as autoridades monetárias controlem a base e que o multiplicador bancário seja constante, a taxa de crescimento da oferta de moeda, M', pode ser determinada pelo Governo.[7] Supondo-se uma velocidade constante, a taxa de inflação é igual à taxa de expansão monetária menos a taxa de crescimento do produto:

$$p' = M' - Q' \qquad (14)$$

As equações (14), (13), (10) e (9) descrevem nossa economia. Substituindo-se (13) em (14) e a expressão da taxa de inflação, aí obtida, em (9) e (10), vêm:

$$\varepsilon' = M' - a[s[(1-\tau)\,\alpha - \omega] - b + \phi g] - \Phi_1\,(\bar{\varepsilon} - \varepsilon) \qquad (15)$$

$$\omega' = M' - a[s[(1-\tau)\,\alpha - \omega] - b + \phi g] + \Phi_3\beta - \Phi_2\,(\psi - \omega) \qquad (16)$$

[7] As autoridades monetárias brasileiras atuam como banco central e comercial. Por esse motivo, as definições das fontes da base monetária incluem, além das contas típicas de um banco central, os empréstimos concedidos ao setor privado pelo Banco do Brasil. Outras contas, tais como as reservas em moeda estrangeira e os empréstimos ao Tesouro Nacional, devem ser encaradas como autônomas em relação à execução do orçamento monetário, e por isso não são sujeitas a manipulação que vise ao controle monetário. Até 1965 as autoridades monetárias não dispunham dos instrumentos necessários para contrabalançar a expansão da base monetária causada pelos *deficits* fiscais. Além disso, o Banco do Brasil manipulava livremente seus créditos. A partir de 1965, o Governo procurou reduzir os *deficits* fiscais e determinar um teto para a expansão do crédito oferecido pelo Banco do Brasil. Além disso, criou obrigações com correção monetária — Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (ORTN) — com o intuito de financiar gastos públicos, bem como títulos de curto prazo — Letras do Tesouro Nacional (LTN) — que compra e vende no *open market*, tentando controlar a liquidez do sistema financeiro e da economia em geral.

onde: $\Phi_1 = \mu/(1 - \rho)$;

$\Phi_2 = \gamma/(1 - \lambda)$;

$\Phi_3 = (1 - \xi)/(1 - \lambda)$.

As equações (15) e (16) formam o cerne de nossa análise, já que determinam os preços relativos na economia, isto é, a taxa de câmbio real e a participação dos salários no produto. Estas, por seu turno, tendo em vista a influência que exercem sobre a poupança privada e a balança comercial, determinam o crescimento real e a taxa de inflação. Ilustra-se a solução para o sistema formado pelas equações (15) e (16) no Gráfico 1.

Observe-se que:

$$\left.\frac{\partial \varepsilon}{\partial \omega}\right|_{\varepsilon' = 0} = - \frac{a\ s}{j + \Phi_1} \tag{17}$$

e que:

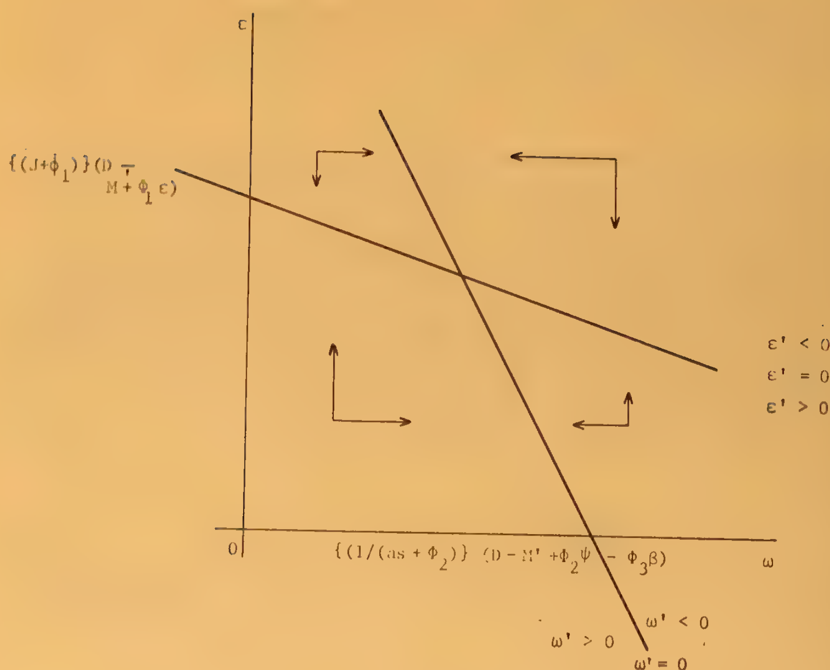
$$\left.\frac{\partial \varepsilon}{\partial \omega}\right|_{\omega' = 0} = - \frac{a\ s\ \Phi_2}{J} \tag{18}$$

onde $J \equiv a\ [s\ (1 - \tau)\ n + \pi]$.

Suponhamos uma combinação entre a taxa de câmbio real e a participação dos salários no produto que corresponda a um ponto na curva $\varepsilon' = 0$. Se a participação dos salários no produto aumenta, a poupança privada e o crescimento se reduzem. Para uma dada taxa de expansão monetária, a taxa de inflação aumenta e a taxa de câmbio real cai.

Suponhamos uma combinação entre a taxa de câmbio real e a participação dos salários no produto que corresponda a um ponto na curva $\omega' = 0$. Se a taxa de câmbio real aumenta, tanto a poupança privada quanto a poupança externa diminuem, cando, por

Gráfico 1



$\Phi_1 = [\mu/(1-\rho)] > 1$ $\qquad D = a[s\ (1-\tau) + A + \phi g] < 1$

$\Phi_2 = [\gamma/1(1-\lambda)] > 1$ $\qquad J = a[s\ (1-\tau)\ n + \pi] < 1$

$\Phi_3 = [(1-\xi)/(1-\lambda)] \simeq 1$

conseguinte, a taxa de crescimento real. Dada a taxa de expansão monetária, a inflação aumenta, reduzindo os salários reais e a participação dos salários no produto.

Uma análise nas equações (17) e (18) revela imediatamente que:

$$\left| \left. \frac{\partial \varepsilon}{\partial \omega} \right|_{\varepsilon' = 0} \right| < \left| \left. \frac{\partial \varepsilon}{\partial \omega} \right|_{\omega' = 0} \right|$$

Esta desigualdade representa a condição necessária para a estabilidade do equilíbrio, conforme ilustrado no Gráfico 1.

No contexto desta economia imperfeitamente indexada, os formuladores da política econômica podem afetar o crescimento de maneiras diferentes, que enumeramos a seguir.

a) Imagine-se um acréscimo à taxa de expansão monetária. As pessoas só adicionam a moeda nova criada pelo Governo aos seus saldos de caixa para taxas de inflação mais altas. Se a taxa de inflação sobe, a participação dos salários no produto cai, provocando uma expansão na poupança privada. Por outro lado, a taxa de câmbio real cai, reduzindo os custos dos bens intermediários e aumentando o *deficit* comercial. Todos esses efeitos contribuem para maiores níveis de poupança e investimento, sendo portanto possível conseguir-se taxas de crescimento mais altas com maiores taxas de inflação, embora a custo de um decréscimo da participação dos salários no produto e um aumento dos *deficits* comerciais.[8]

b) Uma redução da participação dos ganhos de produtividade percebidos pelos assalariados aumenta a poupança privada e a taxa de crescimento real. Se a taxa de câmbio é imperfeitamente indexada, a queda da taxa de inflação provoca um aumento da taxa de câmbio real, melhorando a balança comercial. Esta melhora, por seu turno,

8 Um aumento na taxa de expansão monetária desloca tanto $\varepsilon' = 0$ como $\omega' = 0$ para a esquerda. Os efeitos sobre a participação dos salários no produto, a taxa de câmbio real, a taxa de inflação e o crescimento real são dados por:

$$d\omega = \frac{\Phi_1}{\Delta} dM' < 0$$

$$d\varepsilon = \frac{\Phi_2}{\Delta} dM' < 0$$

$$dp' = -\frac{\Phi_1 \Phi_2}{\Delta} dM' < 1$$

$$dQ' = dM' - dp' < 0$$

onde: $\Phi_1 = \mu / (1 - \rho)$;

$\Phi_2 = \gamma / (1 - \lambda)$;

$\Delta = -[\Phi_1 (a\, s + \Phi_2) + J\, \Phi_2] < 0$.

diminui a poupança externa, inibindo, porém não eliminando, o impacto do decréscimo da participação dos salários no produto sobre o crescimento real e a inflação.[9]

c) Um aumento na participação dos gastos em bens de capital nos dispêndios públicos totais acelera o crescimento e reduz a taxa de inflação. Com a queda da taxa de inflação, tanto a participação dos salários no produto quanto a taxa de câmbio real aumentam, reduzindo a poupança e conseqüentemente inibindo, sem anular, o efeito positivo sobre o crescimento proporcionado pela maior acumulação de capital efetuada pelo Governo.[10]

d) Um aumento nos gastos públicos financiado através de impostos aumenta o crescimento e reduz a taxa de inflação, desde que a participação dos gastos em bens de capital nos dispêndios públicos totais seja maior que a propensão marginal a poupar dos capitalistas, isto é, contanto que $\phi > s$.[11]

No que se segue, relacionamos os exercícios acima com o recente crescimento econômico brasileiro.

[9] Um decréscimo na participação nos ganhos de produtividade por parte dos assalariados $(-d\xi)$ desloca $\omega' = 0$ para a esquerda. Os efeitos sobre a participação dos salários no produto, a taxa de câmbio real, a taxa de inflação e o crescimento real são fornecidos por:

$$d\omega = -\left[\frac{(J-\Phi)\,[\beta\,(1-\lambda)]}{\Delta}\right](-d\xi) < 0 \text{ já que } \Delta < 0$$

$$d\varepsilon = \frac{a\,s\,[\beta\,(1-\lambda)]}{\Delta}\,(-d\xi) < 0$$

$$dQ' = \frac{a\,s\,\Phi_1\,\beta\,(1-\lambda)}{\Delta}\,(-d\xi) < 0$$

onde $J = a\,[s\,(1-\tau)\,\pi + \tau]$.

[10] O efeito de um aumento na participação dos dispêndios em bens de capital nos gastos públicos totais sobre a taxa de crescimento real é dado por:

$$dQ' = a\,g\left[-\frac{\Phi_1\,\Phi_2}{\Delta}\right]d\,\phi > 0 \text{ desde que } \Delta < 0.$$

[11] Isto se pode verificar através de:

$$dQ' = a\left[-\frac{\Phi_1\,\Phi_2}{\Delta}\right](\phi - s)\,dg \text{ quando } dg = a\,d\,\tau$$

desde que $\Delta < 0$, $dQ' > 0$ se $\phi > s$.

5 — Notas sobre a experiência brasileira recente

Os exercícios de dinâmica comparativa da última seção mostram que o Governo pode reduzir a taxa de inflação ao mesmo tempo que acelera o crescimento real, diminuindo a participação dos assalariados nos ganhos de produtividade, aumentando a participação nos seus gastos totais do dispêndio em bens de capital e financiando maiores gastos públicos através de impostos, quando $\phi > s$.

Entre 1968 e 1973, os objetivos da política governamental compreendiam a aceleração da taxa de crescimento do produto e a estabilização da taxa de inflação. Isto se conseguiu pela combinação das políticas acima citadas, ao mesmo tempo que se expandia a oferta monetária.[12] Conseqüentemente, a taxa de crescimento do estoque de capital aumentou, tanto pelos investimentos públicos quanto pelo aumento da poupança privada, com uma participação governamental cada vez maior.

O crédito de confiança que os capitalistas depositaram por algum tempo no Governo e a facilidade de manobra criada pela suspensão da democracia permitiram às autoridades brasileiras não só aumentar a participação do Governo no estoque de capital, como reduzir a participação dos trabalhadores nos ganhos de produtividade, conservando assim os lucros em nível bastante alto. A adesão a essa política levou as empresas públicas a adquirirem uma importância sem precedentes na economia. Por outro lado, enquanto se garantiam os lucros dos capitalistas, minava-se-lhes a base do poder

O fato de que este assalto ao poder dos empresários nacionais ocorria ao mesmo tempo em que a taxa de lucro aumentava, e se reprimia a classe operária, demonstra que a estratégia não fez parte de uma investida deliberada contra a classe capitalista. Entretanto, ao nível político, o resultado dessa estratégia foi uma aliança antigovernamental dos mais variados estratos da opinião pública: os trabalhadores protestavam porque se sentiam privados dos be

12 O modelo aqui apresentado negligencia o papel [illegible] cidade ociosa em 1967/68 para a rápida recuperação econômica dos anos seqüentes.

nesses do crescimento, ao passo que os empresários reclamavam porque se viam destituídos dos poderes conferidos pela posse e controle dos meios de produção.

Não se pode creditar o desempenho da economia brasileira nos anos 1968/73 unicamente à política governamental voltada para a aceleração da taxa de crescimento. Tal *performance* se deveu também ao fato de que aquele período foi bastante favorável ao desenvolvimento da economia mundial. A situação auspiciosa que então se verificava em todo o mundo foi responsável pelo crescimento das exportações autônomas brasileiras de bens e serviços. No modelo, este aumento é representado por uma redução do valor de A na equação (5).

O aumento das exportações autônomas atua sobre o crescimento e a distribuição através de seu impacto sobre as relações de troca. Se as exportações autônomas se expandem, a taxa de câmbio real que equilibra a balança comercial diminui. À medida que a taxa de câmbio real aprecia, a redução do custo dos bens intermediários importados aumenta a poupança privada. Conseqüentemente, tanto o investimento quanto a taxa de crescimento do produto se elevam e a taxa de inflação cai, permitindo dessa forma uma ligeira melhora da participação dos salários no produto. Isto amortece o efeito positivo proporcionado pela redução da taxa de câmbio, embora não o elimine completamente. [13]

O aumento das exportações entre 1968/74 deveu-se também à política de subsídios. Um subsídio às exportações diferencia o preço

13 Ilustra-se o aumento das exportações autônomas ($-dA$) no Gráfico 2. Seus efeitos sobre a participação dos salários no produto, na taxa de câmbio real e no crescimento são dados por:

$$d\omega = \frac{1}{\Delta} \cdot \frac{\Phi_1}{\pi} \cdot a[s\,(1-\tau)\,n + \pi\,(1-s)] \cdot (-dA) > 0$$

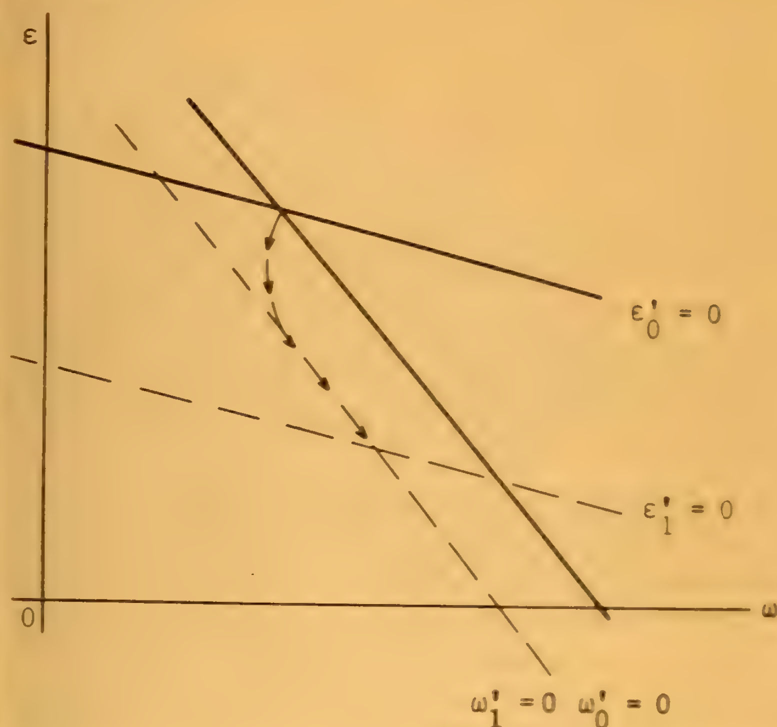
$$d\varepsilon = \frac{1}{\Delta} \cdot \frac{\Phi_1}{\pi}\left[a\,s + \Phi_2 + a\,s\,\frac{\Phi_2}{\Phi_1}\,\pi\right](-dA)$$

$$dQ' = -\frac{(1-J)\,a\,s\,\Phi_2 + (1-a\,s)\,a\,s\,\Phi_1\,(J/\pi - a\,s)\,\Phi_1\,\Phi_2}{\Delta}$$

$dQ' > 0$ já que $J < 1$, $a\,s < 1$ e $a\,s < J/\pi$.

Gráfico 2

AUMENTO DAS EXPORTAÇÕES AUTÔNOMAS



internacional das exportações do preço recebido pelos produtores.[14] O aumento do preço em cruzeiros das exportações expande sua

[14] Os efeitos da introdução de um [illegible] ção para as exportações como $X =$ [illegible] de subsídios às exportações [illegible] duto e sobre a taxa de câmbio real se expressam como:

$$d\omega = \frac{\Phi_1}{\Delta} \left\{ a - \frac{J}{\pi} \right\} \varepsilon \, h \, d \, \theta > 0 \text{ já que } a < \frac{J}{\pi} \text{ e } \Delta < 0$$

$$d\varepsilon = \frac{1}{\Delta} \, \frac{\Phi_1}{\pi} \left\{ a \, s + \Phi_2 \right\} \varepsilon \, h \, d \, \theta < 0$$

oferta e permite que o balanço de pagamentos se equilibre a uma taxa de câmbio real mais baixa. A apreciação da taxa de câmbio real reduz o custo dos intermediários importados, aumentando o valor adicionado por unidade do produto e a poupança interna. Com isso cresce o investimento e aumenta a taxa de crescimento do produto. A inflação diminui, permitindo uma elevação dos salários reais e da participação dos salários no produto, o que amortece o efeito proporcionado pela introdução dos subsídios.

Na verdade, tal análise é incompleta, uma vez que ignora a forma de financiamento dos subsídios. Suponha-se que os subsídios sejam financiados através de um aumento dos impostos sobre o valor adicionado do produto total. Observe-se que estes impostos reduzem a poupança privada, ocasionando uma contração do crescimento. Conseqüentemente, tal forma de financiamento dos subsídios anula seus efeitos benéficos sobre o crescimento, a inflação e a participação dos salários no produto, embora permita uma melhora na balança comercial, graças ao aumento da participação das exportações no produto total.

A descontinuidade observada no desenvolvimento da economia brasileira em 1974 se deveu, em grande parte, à reversão observada na economia mundial, cujo fenômeno mais importante foi o grande aumento nos preços do petróleo.

O impacto do aumento no preço do insumo intermediário advém da deterioração das relações de troca.[15] Maiores custos de produção do bem interno reduzem a poupança, e o resultado é a estagflação,

15 Um aumento no preço real do intermediário importado equivale a um aumento na razão do insumo produto importado, deslocando tanto $\omega' = 0$ como $\varepsilon' = 0$ para cima. Os efeitos observados sobre nossas principais variáveis são:

$$d\omega = \frac{1}{\Delta}\left[\Phi_1\, a\, s\,(1-\tau)\left(\frac{n}{\pi}+1\right)\right]\varepsilon\, dn < 0$$

$$d\varepsilon = -\frac{1}{\Delta}\left[\Phi_2\,[1 - a\, s\,(1-\tau)] + \left(\frac{\Phi_1}{\pi}+1\right)(a\, s + \Phi_2)\right]\varepsilon\, dn > 0$$

$$dQ' = \frac{1}{\Delta}\left[\Phi_1\, \Phi_2\, a\, s\,(1-\tau)\left(\frac{n}{\pi}+1\right)\right]\varepsilon\, dn < 0$$

ou seja, crescimento menor e mais inflação. Uma vez que os salários não são perfeitamente indexados, a distribuição funcional da renda se deteriora. A queda da participação dos salários no produto faz com que a crise do petróleo gere problemas de distribuição, que transcendem os da administração do balanço de pagamentos.

6 — Inflação, crescimento e dívida externa

Até agora aceitamos implicitamente que a economia brasileira não encontraria dificuldades para financiar um *deficit* comercial permanente, podendo, por conseguinte, sustentar parte de seu crescimento através da poupança externa.

Entretanto, a persistência de um *deficit* comercial, ano após ano, implica uma dívida externa crescente. Na realidade, no período 1973/76 a dívida externa bruta brasileira mais que duplicou, tendo passado de 12,5 para 26,0 bilhões de dólares, e a razão entre a dívida e o PIB subiu de 8 para 14%.

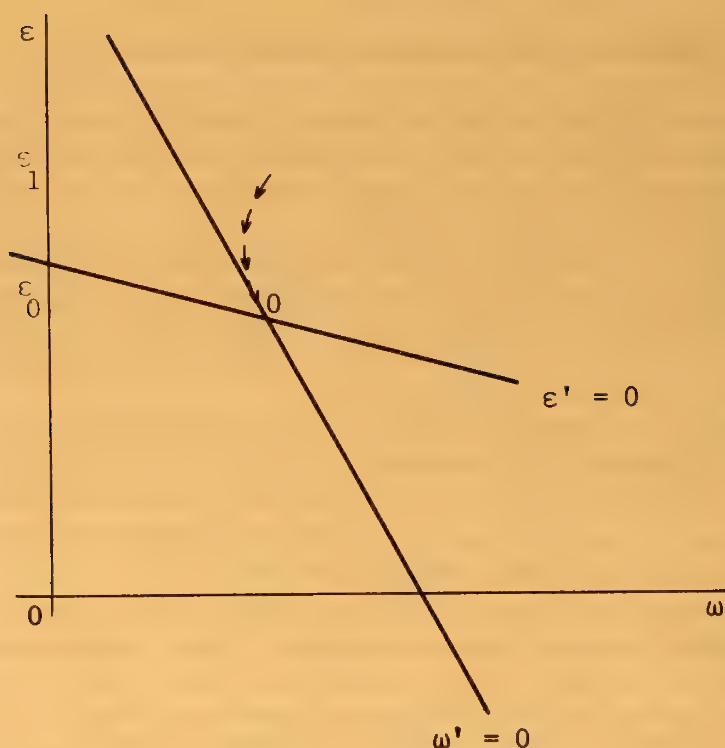
Existe um crescente mal-estar no que concerne aos custos econômicos e políticos de uma dívida externa cada vez maior. Alguns economistas argumentam que a taxa de câmbio se encontra sobrevalorizada e que o Governo deveria maxidesvalorizar o cruzeiro a fim de corrigir as contas externas do País.[16]

No modelo, uma maxidesvalorização equivale a um salto na taxa de câmbio, conforme ilustrado no Gráfico 3. Seu primeiro efeito é aumentar os custos de produção, reduzindo assim o valor adicionado e, conseqüentemente, a poupança privada. Isto significa que, para o salário real anterior, a taxa de crescimento real terá que ser mais baixa. O fato de que a taxa de crescimento cai, e a taxa de expansão monetária permanece a mesma, implica que a taxa de inflação deve aumentar. Tendo em vista que a taxa de câmbio e os salários não são perfeitamente indexados, tanto a taxa de câmbio

16 Ver A. C. Pastore, J. R. M. de Barros e D. Kadota, "A Teoria da Paridade do Poder de Compra, Minidesvalorizações e o Equilíbrio da Balança Comercial Brasileira", *in Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 6, n.º 2 (agosto de 1976), pp. 287-312.

Gráfico 3

MAXIDESVALORIZAÇÃO



real como a participação dos salários no produto caem. Contudo, à medida que isto ocorre, a poupança se recupera, até que os impactos iniciais sobre a balança comercial, o crescimento e a inflação desapareçam.

As alternativas disponíveis para a correção das contas externas compreendem uma redução na taxa de crescimento da oferta monetária e uma aceleração das minidesvalorizações.

Uma taxa de crescimento monetária menor provoca uma queda na taxa de inflação e um aumento tanto no salário real como na taxa de câmbio real. À medida que a taxa de câmbio deprecia, o *deficit* comercial se contrai, conforme esperado, mas o aumento no custo dos intermediários reduz a poupança e o crescimento. Por outro lado, o aumento na participação dos salários no produto também reduz o crescimento.

Vejamos em seguida o que ocorre quando se aceleram as minidesvalorizações. Um aumento no fator de reajuste da taxa de câmbio faz com que a taxa de câmbio real se deprecie, produzindo ao mesmo tempo uma melhora da balança comercial, preços em cruzeiros dos bens intermediários mais altos, menor crescimento e mais inflação. Taxas de inflação mais altas reduzem a participação dos salários no produto, amortecendo, sem no entanto extinguir, os efeitos negativos da desvalorização real sobre o crescimento.[17]

Note-se que as políticas de correção do *deficit* comercial implicam menores taxas de crescimento. Para se evitar isto, a economia teria que se tornar menos dependente dos insumos importados. As conseqüências de um declínio na razão dos insumos importados/produto podem ser comparadas aos efeitos de um aumento das exportações autônomas, já que seu principal impacto vem através de uma melhora das relações de troca e uma redução dos custos dos bens intermediários. Uma razão mais baixa dos insumos importados pro-

17 A curva $\varepsilon' = 0$ gira para cima quando há um aumento do fator de reajuste, ρ, da taxa de câmbio. Conseqüentemente, a taxa de câmbio real aumenta e a participação dos salários no produto cai:

$$d\varepsilon = - \frac{[a\, s + \Phi_s]\, \Phi_I \left(\dfrac{\bar{\varepsilon} - \varepsilon}{1 - \rho} \right)}{\Delta}\, \rho > 0$$

$$d\omega = \frac{J\, \Phi_I \left(\dfrac{\bar{\varepsilon} - \varepsilon}{1 - \rho} \right)}{\Delta}\, \rho < 0$$

O efeito sobre o crescimento é:

$$dQ' = \frac{J\, \Phi_s\, \Phi_I\, [(\bar{\varepsilon} - \varepsilon/(1 - \rho)]}{\Delta}\, \rho < 0 \text{ desde que } \Delta < 0$$

duto leva a um maior crescimento, menos inflação e maior participação dos salários no produto.

A situação presente é grave devido ao fato de que o Brasil se depara com problemas que superam a correção de suas contas externas. O desequilíbrio externo revela os custos de um padrão de desenvolvimento baseado no uso intensivo de recursos internos escassos.

7 — Conclusões

Este ensaio analisa como o financiamento do *deficit* da balança comercial permitiu ao Brasil aumentar sua capacidade produtiva nos últimos 10 anos. Entretanto, o constante excesso de importações leva a pagamentos de serviços sobre a dívida externa que sobrecarregam o balanço de pagamentos.

O modelo apresentado traz ao centro dos debates a questão da divisão do produto entre as diferentes classes sociais, acentuando, assim, o elemento político no desenvolvimento econômico. Discute-se a indexação salarial, sua interação com as minidesvalorizações, bem como os efeitos que tais políticas exerceram sobre o crescimento, a inflação e a distribuição funcional da renda na última década. Mostra-se que políticas de reajuste das contas externas brasileiras implicam uma redução da taxa de crescimento real.

Uma contribuição para a reforma do ICM: o caso dos ajustamentos de impostos na fronteira

CARLOS A. LONGO **

1 — Introdução

O imposto sobre o valor adicionado de circulação de mercadorias, ICM, criado pela reforma tributária de 1967, representa um avanço em termos técnicos sobre o antigo imposto "em cascata" sobre vendas e consignações. Entretanto, certas particularidades do ICM vêm causando distorções no fluxo comercial dos Estados, doméstico e externo, na distribuição das receitas entre Estados e na alocação das funções fiscais do setor público entre diferentes níveis de governo (federal, estadual e municipal). Por exemplo, o sistema atual do ICM favorece em termos de receita tributária os Estados com balança comercial positiva (negativa) no comércio interestadual (internacional), na medida em que o princípio de origem (destino) aproximado é adotado no comércio interestadual (internacional). Por outro lado, a atual uniformização das alíquotas do ICM entre Estados retira autonomia dos governos estaduais na prestação dos serviços públicos de caráter local. Aumentos eventuais dos serviços públicos a nível estadual têm sido realizados via expansão da dívida pública e/ou maior volume de transferências do Governo Central. Na medida em que a expansão da dívida pública estadual é limitada e as transferências do Governo Central se constituem na principal fonte alternativa de receitas, este sistema de alíquotas uni

* Sou grato a Ricardo Varsano pelos seus comentários a uma versão preliminar deste texto. Naturalmente, os erros e as omissões remanescentes são de minha inteira responsabilidade.

** Da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da USP

formes vai contrariar princípios aceitos de uma distribuição eficiente das atividades fiscais entre diferentes níveis de governo.

Este trabalho tem por finalidade essencial estudar o problema da fixação do ajustamento de impostos na fronteira (AIF), quando as alíquotas estaduais do ICM não são uniformes. Partiremos do pressuposto de que é eficiente, do ponto de vista alocativo, manter uma certa liberdade na fixação das alíquotas do ICM a nível estadual.[1] Através da introdução do lado das despesas do orçamento público, sugerimos aqui um conjunto de normas que podem ser usadas para definir um sistema neutro de coordenação de impostos entre Estados, no que se refere à tributação de produtos. Uma característica comum dos estudos sobre o AIF realizados no Brasil é a não inclusão do comércio exterior. Neste trabalho incluímos o setor externo numa estrutura tributária com alíquotas não uniformes entre Estados e sugerimos uma reforma na atual sistemática do AIF que minimiza o problema das distorções nos fluxos doméstico e externo de produtos e fatores e a iniqüidade fiscal entre Estados.

Primeiramente iremos descrever alguns dos principais inconvenientes da atual estrutura de AIF dos Estados brasileiros. Em seguida faremos uma revisão sumária da literatura que trata das implicações econômicas do AIF. Depois examinaremos e formularemos uma solução alternativa para contornar ao menos parte das questões apontadas. Os problemas administrativos envolvidos na implantação da solução indicada por este estudo é o tema da última seção. Um breve sumário e um resumo das conclusões sugeridas aqui encerram este trabalho.

1 Por questões de eficiência na alocação de fatores e população entre Estados, a distribuição de funções fiscais entre diferentes níveis de governo organizados sob um regime federativo depende da natureza dos serviços públicos oferecidos. Idealmente, um modelo de distribuição fiscal entre diferentes níveis de governo iria limitar os governos estaduais a atividades alocativas, enquanto que atividades distributivas, bem como as alocativas de caráter nacional, seriam providas pelo Governo Central. Ver G. Stigler, "Tenable Range of Functions of Local Government", *in* Joint Economic Committee, Subcommittee on Fiscal Policy, *Federal Expenditure Policy for Economic Growth and Stability* (Washington, D. C., 1957), pp. 213-19, reproduzido em E. S. Phelps (ed.), *Private Wants and Public Needs* (Nova York: Norton, 1962), pp. 167-76. Ver também W. E. Oates, "The Theory of Public Finance in a Federal System", *in Canadian Journal of Economics*, vol. 1 (fevereiro de 1968), pp. 37-54.

2 — Inconvenientes da atual estrutura de AIF

O problema da alocação de impostos entre Estados, ainda que não peculiar ao ICM, torna-se mais aparente sob o ICM do que sob o regime anterior do imposto de vendas em cascata. Para ser consistente com a neutralidade do comércio e a eficiente alocação de recursos entre os diferentes Estados, a adoção do ICM requer a especificação de um princípio adequado de AIF. A adoção do princípio de destino requer a aplicação de AIF explícitos ou, equivalentemente, um imposto compensatório sobre os produtos comprados fora do Estado e um rebate do imposto nos produtos vendidos para fora do Estado. Com o princípio da origem, por outro lado, as vendas para fora do Estado precisam ser tributadas e os produtos comprados fora do Estado são isentos; mas isto é atingido automaticamente através da tributação da produção do Estado e não requer AIF explícitos ou, equivalentemente, ajustamentos de impostos (ou alíquotas) especiais nas transações interestaduais.

O sistema de alíquota dupla adotado no Brasil tem a vantagem de representar um compromisso entre os princípios de origem e destino no comércio interestadual. O diferencial de alíquota interno/externo constitui, na verdade, o equivalente a um sistema parcial de impostos compensatórios sobre as importações e rebates nas exportações do comércio interestadual, sem precisar AIF nominais. A alíquota do imposto é 15% no Norte e Nordeste e 11% no resto do País. A alíquota sobre as vendas interestaduais é 11%. O imposto pago para o Estado de origem é usado como crédito do imposto a pagar no Estado de destino.

A comissão de reforma tributária de 1967 tinha esperança de que o sistema de alíquotas diferenciadas, para as vendas internas e para outros Estados, assegurasse uma participação adequada na receita total do ICM por aqueles Estados que são importadores líquidos no comércio interestadual (em geral, os Estados menos desenvolvidos do País). Sugerimos na Seção 4 que a escolha de AIF no comércio interestadual não precisa ser decidida de modo tão *ad hoc* e procuramos estabelecer um esquema analítico que permite decidir se os princípios de origem ou de destino devem ser aplicados.

De modo a não pressionar o orçamento financeiro daqueles Estados que sempre tiveram, e ainda têm, suas economias essencialmente

baseadas na produção de produtos agrícolas e matérias-primas destinados à exportação internacional, a lei tributária brasileira não contempla rebates para a exportação internacional de bens primários. Uma padronização completa de AIF nas exportações internacionais, entretanto, é ainda um objetivo bem distante, mesmo para os produtos manufaturados. As exportações de manufaturados estão isentas do ICM pelos estatutos do imposto, mas isso não garante um tratamento uniforme para todas as exportações de manufaturados, na medida em que ainda não existe acordo sobre a aplicação de rebates do imposto na exportação de produtos que incorporam somente um pequeno valor de processamento acima do valor das matérias-primas básicas. A lei tributária tem sido interpretada de maneira pouco rigorosa no sentido de que o crédito do imposto nas exportações de manufaturados não deve ser permitido, a menos que o valor do processamento represente pelo menos o dobro do valor das matérias-primas originais.[2]

A incapacidade de alguns Estados em reconhecer o critério do dobro do valor das matérias-primas para promover rebates do imposto nas suas exportações tem gerado uma competição fiscal entre Estados que pode afetar negativamente a localização espacial das indústrias domésticas envolvidas. Um caso particular é o problema enfrentado pelas indústrias de óleo de mamona voltadas para a exportação, em Pernambuco e na Bahia. A essas indústrias foi negado crédito nas suas compras de caroço de mamona naqueles Estados, enquanto que o Estado de São Paulo permitiu crédito integral. Como conseqüência, as maiores firmas começaram a fechar suas fábricas do Nordeste e a concentrar suas operações em São Paulo, até que Pernambuco tomou a iniciativa de isentar caroços de mamona do imposto e a Bahia concedeu uma redução de 50% na sua alíquota. Caroços de mamona foram finalmente declarados isentos do imposto em todo o País por um convênio interestadual assinado em janeiro de 1970.[3]

Este sistema parcial de AIF no comércio exterior pode induzir um perfil ineficiente no fluxo do comércio internacional, bem como

2 J. Linhares, *A Reforma Tributária e sua Implicação nas Finanças dos Estados e Municípios* (Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, 1973), pp. 266-75.

3 Ver M. Guerard, "The Brazilian State Value-Added Tax", *in IMF Staff Papers,* vol. 20, n.º 1 (março de 1973), pp. 118-69.

pode não ser neutro em relação à localização industrial entre Estados. Na medida em que o setor agrícola não se beneficia dos créditos do imposto nas exportações para o exterior, e o setor industrial pelo menos parcialmente recebe este benefício, o sistema atual de AIF favorece indevidamente atividades onde o País não tem vantagem comparativa às custas de atividades onde ele é provavelmente mais eficiente no mercado internacional.[4]

3 — As implicações dos AIF sobre a eficiência

Nesta seção desconsideramos o lado das despesas da atividade do Governo e nos concentramos nos efeitos de AIF de impostos gerais sobre o perfil do comércio e a alocação de recursos entre os países envolvidos. O primeiro tratamento sistemático de AIF apareceu em 1953 no Tinbergen Report, preocupado com a estrutura diferenciada do imposto de vendas nos países da Comunidade Européia de Carvão e Aço.[5] Apesar da eliminação das barreiras alfandegárias, os produtos do Mercado Comum ainda passavam de um sistema de tributação para outro quando esses produtos se deslocavam de um país da Comunidade para outro. Precisava, portanto, ser encontrada uma solução que evitasse superimpor impostos da mesma natureza, e que dessa maneira permitisse aos produtos se deslocarem livremente através da Comunidade.

Um dos resultados principais que emergiu da análise tradicional de AIF é que, quando as taxas de câmbio e ou os níveis de preço são flexíveis e os impostos são realmente gerais, o comércio internacional não será alterado a longo prazo se um país se desloca do princípio de destino para o de origem, ou vice-versa, desde que o comércio internacional esteja equilibrado e os fatores de produção sejam fixos entre países.[6]

4 Ver M. H. G. P. Zockun *et alii, A Agricultura e a Política Comercial Brasileira,* Série Monografias (São Paulo: IPE/USP, 1976), vol. 8.

5 Ver Tinbergen Report, *European Coal and Steel Community, High Authority* (Luxemburgo, março de 1953).

6 Ver Neumark Report, "Report of the Fiscal and Financial Committee" in

Esse argumento nada mais é do que uma aplicação direta da teoria das vantagens comparativas baseada num modelo de equilíbrio estático do comércio internacional. Essencialmente, a teoria afirma que o comércio internacional não está baseado em nenhuma vantagem de custo absoluta que um país pode possuir sobre outros países na produção de um bem em particular, mas, antes, o comércio depende da diferença entre custos relativos de produção de um dado bem entre um país e outro.

Um imposto realmente geral não muda preços relativos dentro de um país, independente do AIF que ele adota, na medida em que a alíquota do imposto é a mesma para todos os produtos. Desde que a relação entre os dois países em termos reais permaneça a mesma, o efeito de uma mudança no AIF é apenas nominal, expresso em termos monetários e compensado automaticamente por variações no valor da taxa de câmbio, ou num mundo de taxa de câmbio fixa por variações no nível de preços absoluto.[7]

Dificuldades relativas à adoção de um princípio misto de AIF têm sido analisadas para o caso de impostos gerais que não são uni-

The EEC Reports on Tax Harmonization, traduzido para o inglês por H. Thurston (Amsterdã: International Bureau of Fiscal Documentation, 1963), pp. 95-156, também traduzido pelos editores do Commerce Clearing House, Inc., *Tax Harmonization in the Common Market* (Chicago, 1963); H. Shibata, "The Theory of Economic Unions: A Comparative Analysis of Customs Unions, Free Trade Areas, and Tax Unions", *in* C. S. Shoup (ed.), *Fiscal Harmonization in Common Markets*, vol. I (Nova York: Columbia University Press, 1967), pp. 145-264; H. G. Johnson e M. Krauss, "Border Tax Adjustments, Comparative Advantage and the Balance of Payments", *in Canadian Journal of Economics*, vol. 3, n.º 4 (novembro de 1970), pp. 595-602; E. Berglas, "Devaluation, Monetary Policy, and Border Tax Adjustments", *in Canadian Journal of Economics*, vol. 7, n.º 1 (fevereiro de 1974), pp. 1-11.

7 Uma desvalorização cambial produz variações nos preços relativos entre dois países que causam um deslocamento das despesas em direção às exportações do país que desvaloriza sua moeda e em direção contrária a suas importações. Esta variação nos preços relativos pode afetar o termo de troca no país que desvaloriza sua moeda. O termo de troca não irá mudar com uma desvalorização se a elasticidade da oferta das exportações é igual à elasticidade da demanda das importações no país e no exterior. Ver J. Robinson, "Beggar-My-Neighbour Remedies for Unemployment", *in Essays on the Theory of Employment* (2.ª ed.; Oxford: Blackwell, 1947), Parte III, Cap. 2. Reproduzido em *Readings in the Theory of International Trade* (Blakiston, Philadelphia: American Economic Association, 1949).

formes entre países ou Estados. A aplicação do princípio de origem restrito [8] por uma comunidade econômica ou federação formada por países ou Estados com alíquotas do imposto diferenciadas gera uma realocação de receitas tributárias dos países membros ou Estados com alíquota elevada para aqueles com alíquota reduzida, através de um mecanismo inerente ao sistema de impostos compensatórios sobre todas as importações para a comunidade econômica ou federação e rebates de imposto em todas as exportações. [9]

As discussões do problema de AIF ficaram, em geral, restritas ao caso de economias abertas com balanço comercial equilibrado e fatores de produção imóveis entre países. Considerações de alíquotas não uniformes e de comércio triangular à parte, a adoção do princípio de origem (destino) significa que os Estados ou países apresentando *superavit* na balança comercial com outros Estados ou países irão ganhar (perder) receitas, enquanto que aqueles Estados ou países com balança comercial deficitária irão sofrer perda (ganho) de receitas. [10]

Quando serviços ou proprietários de fatores de produção podem se deslocar através de fronteiras, os princípios de origem ou de destino induzem movimentos de serviços ou proprietários de fatores, a menos que a alíquota do imposto seja igual à adotada nos outros Estados ou países (considerações de custo de transporte à parte). Quando ambos, proprietários e serviços de fatores, são móveis entre Estados ou países, qualquer tipo de AIF induz um desses movimentos, a menos que as alíquotas do imposto sejam iguais em todas as jurisdições, na medida em que os proprietários dos fatores podem

[8] Princípio de origem restrito refere-se à adoção do princípio de origem sobre o comércio doméstico e do princípio de destino sobre o comércio internacional. Este sistema de AIF foi inicialmente sugerido para os países da Comunidade Econômica Européia em 1963 pelo Neumark Report, sendo posteriormente aplicado aos Estados no Brasil pela Reforma Tributária de 1967.

[9] Alíquotas diferenciadas induzem os produtores dos Estados de alíquota reduzida a exportar para o exterior através daqueles de alíquotas elevadas. Similarmente, alíquotas diferenciadas induzem os consumidores dos Estados de alíquota elevada a importar do exterior através daqueles com alíquota reduzida. Ver H. Shibata, *op. cit.*

[10] Ver C. K. Sullivan, "Indirect Tax Systems in the European Economic Community and the United Kingdom", *in* C. S. Shoup (ed.), *op. cit.*, vol. II pp. 103-72.

minimizar sua carga tributária do princípio de destino morando no Estado ou país de alíquota reduzida ou, alternativamente, sua carga tributária do princípio de origem empregando seus fatores nos Estados ou países com alíquotas reduzidas. [11]

4 — Coordenação de imposto com tributação de acordo com o benefício

Nesta seção examinamos a escolha de AIF, através da introdução do lado das despesas do setor público, e observamos a variação induzida pelo imposto no nível de preços absolutos e os benefícios das despesas públicas entre consumidores e produtores. Supomos um imposto geral, uniforme entre produtos e não-uniforme entre países ou Estados, que financia benefícios gerais das despesas públicas. Finalmente, não consideramos as externalidades interjurisdicionais dos impostos e benefícios. [12]

Nosso objetivo aqui será tratar dos aspectos relacionados com a eficiência e a eqüidade do comércio interjurisdicional. Especificamente, gostaríamos de estabelecer um conjunto de normas que possam ser usadas para definir um sistema neutro de AIF, no que se refere à tributação de produtos. [13] Eficiência, como observado na seção anterior, do ponto de vista internacional requer que a escolha de um investidor do País onde investir não deve ser afetada por impostos diferenciados. No contexto desta seção, eqüidade interjurisdicional, bem como eficiência, irá requerer que a escolha de um investidor ou de uma família do país onde investir ou morar

11 Ver R. Varsano, "Border Tax Adjustments, Factor Mobility, and Growth", tese doutoral (Stanford University, julho de 1977).

12 Ver C. A. Longo, "Tax Coordination under Benefit Taxation", *in National Tax Journal*, vol. 31, n.º 4 (dezembro de 1978), pp. 385-89.

13 Um problema semelhante surge com a tributação de renda e lucros, mas eles não serão tratados aqui. Ver R. A. Musgrave e P. B. Musgrave, "Inter-Nation Equity", *in* R. M. Bird e J. G. Head (eds.), *Modern Fiscal Issues, Essays in Honor of C. S. Shoup* (Toronto, Canada: University of Toronto Press, 1972), pp. 63-85.

não deve ser afetada pelo diferencial entre impostos e benefícios ou equivalentemente pelo resíduo fiscal (*à la* Buchanan).[14]

O enfoque tradicional de que a incidência do imposto não depende do seu impacto sobre o nível de preços é baseado num modelo teórico simples, no qual toda renda é derivada da renda dos fatores e das despesas do governo, e esta renda ou é mantida constante (*differential incidence*) ou adquire bens em quantidade que exatamente contrabalança a redução nas compras do setor privado (*balanced-budget incidence*).[15] No contexto desse modelo, a incidência do imposto não depende de seu impacto sobre o nível de preços; esta proposição pode não ser correta no contexto da incidência interjurisdicional, onde transferências de receitas fiscais são uma fonte importante de renda. Neste caso, a incidência interjurisdicional do orçamento público depende do que acontece com o nível de preços. Por exemplo, se um imposto nacional sobre produtos aumenta o nível de preços e o volume da transferência (digamos, do governo central para um governo local) é fixo em termos monetários, o imposto gera uma carga que é suportada pelo recipiente dessa transferência, porque o maior nível dos preços reduz o valor real da transferência. Alternativamente, se o imposto não altera o nível de preços, o recipiente dessa transferência não iria suportar a carga do imposto na medida em que o poder de compra da sua transferência não seria afetado (à parte considerações de incidência dos benefícios).[16]

Consideremos agora um modelo que faz uso generalizado da tributação de acordo com o benefício para atingir a coordenação de ambos, impostos e despesas do governo.[17] Neste modelo, uma dis-

14 Ver J. M. Buchanan, "Federalism and Fiscal Equity", *in American Economic Review*, vol. 40 (setembro de 1950), pp. 583-600.

15 Ver C. E. McLure Jr., "Tax Incidence, Macroeconomic Policy, and Absolute Prices", *in Quarterly Journal of Economics*, vol. 84 (maio de 1970), pp. 254-67.

16 O ponto de vista de que preço absoluto é relevante para a incidência do imposto foi recentemente sustentado por E. K. Browning, "The Burden of Taxation", *in Journal of Political Economy*, vol. 86, n.º 4 (agosto de 1978), pp. 649-71.

17 O uso da tributação de acordo com o benefício associado com a escolha de AIF foi sugerido anteriormente, mas o papel da variação induzida pelo imposto nos preços absolutos não tem sido claramente apontado neste contexto.

tinção é feita entre o financiamento das despesas com bens ou serviços intermediários e finais do governo.[18] A despesa com bens ou serviços intermediários do governo refere-se à oferta dos serviços públicos que entram no custo de produção do produto doméstico. O custo de provisão desses serviços pode ou não ser refletido no preço do produto que é pago pelo consumidor doméstico. Se este produto porventura é exportado, o consumidor de fora do Estado torna-se beneficiário do serviço público. A menos que os preços absolutos aumentem e reflitam o custo desses serviços, o consumidor de fora do Estado não pagará pelo serviço público. A neutralidade do imposto entre Estados vai requerer então que receitas para cobrir o custo desses serviços sejam arrecadadas de acordo com o princípio de origem se os preços dos produtos aumentam com o imposto. Se os preços dos produtos não aumentam, as exportações devem ser tributadas de modo a manter inalterado o preço relativo (em termos reais) dos bens domésticos e externos.

Por outro lado, a despesa com bens ou serviços finais do governo refere-se à oferta dos serviços públicos que são consumidos pelos indivíduos no lugar de sua residência. Outra vez, o custo de provisão desses serviços pode ou não ser refletido no preço do produto que é pago pelo consumidor doméstico. Quando o produto é exportado, o custo desses serviços não deve ser pago pelo consumidor de fora do Estado, que, neste caso, não se torna beneficiário do serviço público. A neutralidade do imposto entre Estados requer então que

Ver C. S. Shoup, "Export Exemption and Import Taxation under Sales Taxation", *in Excise Tax Compendium* (Washington, D. C.: Committee on Ways nad Means, U. S. Government Printing Office, 1964), pp. 54-64; E. R. Morss, "Tax Policy Implications of Free Trade", *in Public Finance,* vol. 21, n.º 3 (1966), pp. 372-89; e R. A. Musgrave, *Fiscal Systems* (New Haven: Yale University Press, 1969), Cap. 9.

18 O argumento de que é impossível distinguir o bem final do bem intermediário da atividade do governo é difícil de sustentar se ele significa a inabilidade de identificar as duas características do produto público em contraste com a dificuldade de medi-los com dados ordinariamente disponíveis. Ver S. Kuznets, *National Income and Its Composition, 1919-1938* (Nova York: National Bureau of Economic Research, 1941), e *National Income: A Summary of Findings* (1946); C. S. Shoup, *Principles of National Income Analysis* (Boston: Houghton Mifflin, 1947), Cap. 4 e 7; e R. A. Musgrave, *The Theory of Public Finance* (Nova York: McGraw-Hill, 1959), Cap. 9.

receitas para cobrir o custo desses serviços sejam arrecadadas de acordo com o princípio de destino se os preços dos produtos aumentam com o imposto. Caso contrário, se os preços dos produtos não aumentam, o princípio de origem deve ser adotado de modo a manter inalterado o preço relativo dos bens domésticos e externos.[19] O conjunto de normas sugeridas neste e no parágrafo precedente está resumido na tabela a seguir.

Tributação de acordo com o benefício e a escolha do AIF

Benefício para	Preço do Produto	
	Aumenta	Inalterado
Consumidores	Princípio de Destino	Princípio de Origem
Produtores	Princípio de Origem	Tarifa sobre Exportação

5 — Problemas de implementação

Qual o tipo de imposto geral que poderia implementar melhor este sistema de tributação interestadual de acordo com o critério do benefício? Enquanto o imposto de vendas a varejo aplica o princípio de destino automaticamente, o imposto sobre o valor adicionado (IVA) pode ser aplicado mais ou menos facilmente em qualquer base, origem ou destino. Portanto, caso seja necessária a aplicação de um sistema tributário misto (origem-destino) ou mesmo do princípio de origem, na sua forma pura, a adoção do IVA seria mais indicada.

Os dois métodos mais usuais de calcular o imposto a pagar sob o IVA são variantes do que se poderia chamar o método da dedu-

19 Ver Longo, *op. cit.*, p. 387.

ção.[20] Sob o primeiro, o método da subtração, a alíquota legal do imposto é aplicada diretamente ao valor adicionado da firma, que por sua vez é calculada subtraindo-se o valor dos *inputs* comprados das vendas. Sob a segunda variante do método de dedução, a firma calcula seu imposto bruto a pagar aplicando a alíquota legal ao valor total das vendas, e deduz então desse resultado o valor do imposto que ela pagou nas suas compras, de modo a calcular o imposto líquido a pagar. Porque a firma é autorizada a creditar-se dos impostos pagos anteriormente nos seus *inputs,* este método de calcular o imposto a pagar é chamado método do crédito.

A aplicação simultânea dos princípios de origem e de destino pelos Estados gera alguma dificuldade de interpretação da sistemática do imposto nas operações interestaduais. Uma representação formal deste problema pode facilitar sua interpretação.[21] Seja t^F a alíquota do imposto aplicado nas operações interestaduais e t^D a alíquota do imposto aplicada nas vendas internas. Se, por exemplo, o Estado A vende para o Estado B um produto pelo valor de (bruto de imposto) V^A, e se este produto alcança o consumidor final em B, pelo valor de $V^A + V^B$, então o ICM arrecadado pelo tesouro do Estado B será:

$$T_B = t^D \ (V^A + V^B) - t^F \ V^A$$

ou:

$$T_B = (t^D - t^F) \ V^A + t^D \ V^B$$

Quando o imposto interestadual é zero ou, equivalentemente, o princípio de destino é adotado, todos os impostos pagos sobre os bens transacionados são recolhidos pelo Estado B. Por outro lado, quando as alíquotas internas e interestaduais são equalizadas ou, equivalentemente, o princípio de origem é adotado, então o Estado B não

20 Ver C. E. McLure Jr., "The Tax on Value Added: Pros and Cons", *in Value Added Tax: Two Views* (Washington, D. C.: American Enterprise Institute, 1972), pp. 1-68.

21 Ver O. E. Rebouças, "Imposto sobre Circulação de Mercadorias: Diagnóstico e Alternativas", *in Revista Econômica do Nordeste,* vol. 8, n.º 2 (abril/junho de 1977), pp. 213-59.

arrecada impostos sobre os bens transacionados. No primeiro caso, a arrecadação de B é igual a t^D $(V^A + V^B)$ e, no segundo, é igual a t^D V^B.

A aplicação simultânea do princípio de origem para o comércio interestadual e do princípio de destino para as transações com o exterior leva a uma realocação de receitas tributárias entre Estados, mesmo quando as alíquotas do ICM são aplicadas uniformemente nos comércios interno e externo. Sempre que um produto exportado é manufaturado em um Estado a partir de matérias-primas adquiridas em outro, a concessão de rebates do imposto implica, essencialmente, que o Estado que promove a exportação internacional, independentemente de abrir mão do seu imposto sobre o valor adicionado dentro da sua fronteira, precisa devolver o imposto sobre as matérias-primas, mesmo quando este foi de fato arrecadado em outro Estado. Similarmente, sempre que um produto é manufaturado e consumido em um Estado a partir de matérias-primas importadas do exterior através de outro Estado, a adoção do imposto compensatório sobre as importações do exterior implica, na prática, que o Estado que promove a importação internacional, independentemente de tributar o valor adicionado dentro da sua fronteira, ainda se apropria do imposto arrecadado sobre as matérias-primas incorporadas no bem que é produzido no exterior e consumido em outro Estado.[22]

Se for necessário, por questões de política econômica, tributar determinados produtos finais a uma alíquota maior ou menor do que a aplicada correntemente, este objetivo pode ser atingido de modo conveniente sob o método do crédito. Uma característica geral e essencial deste método de arrecadação é que somente tem importância a alíquota aplicada no último estágio do processo de produção-distribuição, na medida em que o crédito recebido pela firma neste estágio corresponde a todos os impostos pagos pela firma nas suas compras.

22 A realocação de receitas tributárias entre Estados, decorrente da aplicação simultânea dos princípios de origem e de destino com alíquotas do imposto uniformes nos comércios interno e externo, foi analisada por C. A. Longo, "A Escolha de Ajustamento de Impostos na Fronteira com Fluxo de Comércio Triangular", *in Estudos Econômicos,* a sair.

Por outro lado, se determinado estágio da produção (por exemplo. agricultura) deve ser favorecido por questões de política econômica, o método do crédito de arrecadação é conceitualmente inferior ao de subtração. Precisamente porque a alíquota no último estágio é a única que conta no método do crédito, as alíquotas aplicadas nos estágios anteriores são irrelevantes, e torna-se difícil tratar diferentes estágios diferentemente.[23] Alternativamente, o método da subtração fornece facilmente, do ponto de vista teórico, um tratamento diferenciado entre estágios. Este método aplica a alíquota do imposto de cada estágio diretamente no valor adicionado naquele estágio, mas sem afetar a arrecadação do imposto nos outros estágios. Portanto, o tratamento diferenciado de um determinado estágio será transferido até o fim (último estágio) na forma de uma carga tributária reduzida para os produtos que passaram por aquele estágio. Em resumo, o método do crédito pode ser usado para discriminar entre bens finais, mas não pode aplicar tratamento diferenciado nos estágios de produção se isto se fizer necessário. Por outro lado, o método da subtração pode discriminar entre estágios de produção, mas não pode proporcionar tratamento diferenciado aos bens finais.[24]

Uma implicação do exposto acima é que a adoção de alíquotas internas diferenciadas entre Estados não é facilmente aplicável ao ICM com o método do crédito de arrecadação do IVA. No caso de produtos transacionados entre Estados, precisa-se discriminar entre Estados, dado que o produto exportado ou importado será em geral tributado, em cada Estado, com diferentes alíquotas.[25] Como o método da subtração pode discriminar entre estágios de produção e, portanto, entre diferentes Estados, este método pode ser utilizado

23 Não é impossível isentar estágios de produção utilizando o método do crédito porque o setor isento pode ser autorizado a creditar-se do imposto devido sobre seu valor adicionado. Entretanto, para que esta isenção não seja compensada em estágios posteriores ao isento, é preciso que o valor do imposto não recolhido seja adicionado ao valor dos impostos pagos em estágios anteriores.

24 Ver McLure, "The Tax on Value Added...", *op. cit.*, pp. 18-20.

25 Para um argumento a favor de alíquotas diferenciadas entre Estados, ver C. A. Longo, "Federalismo Fiscal e as Alíquotas do ICM entre Estados", *in Revista Brasileira de Economia,* vol. 33, n.º 2 (abril/junho de 1979), pp. 301-17.

com vantagem, em lugar do método do crédito, para implantar o ICM com alíquotas diferenciadas entre Estados.[26]

A adoção do princípio de destino utilizando o método da subtração requer em cada firma a aplicação da alíquota estadual sobre a diferença entre a receita das vendas para dentro do Estado e o custo de aquisição das mercadorias provenientes de dentro do Estado. Portanto, no princípio de destino o imposto não se aplica às exportações, mas as importações são tributadas. Por outro lado, a adoção do princípio de origem requer a aplicação, em cada firma, da alíquota estadual sobre a diferença entre a receita das vendas para dentro e para fora do Estado e o custo de aquisição das mercadorias provenientes de dentro e de fora do Estado. Portanto, no princípio de origem o imposto se aplica às exportações, mas as importações não são tributadas. Finalmente, a adoção de tarifas sobre as exportações requer, em cada firma, além do princípio de origem, a aplicação da alíquota estadual sobre a receita das vendas para fora do Estado.[27]

6 — Sumário e conclusão

Partimos do pressuposto de que é eficiente, do ponto de vista alocativo, manter uma certa liberdade na fixação das alíquotas do ICM a nível estadual. Vimos que o atual sistema brasileiro de AIF parciais no comércio exterior pode distorcer o fluxo do comércio internacional, bem como pode não ser neutro com relação à localização industrial entre Estados. Vimos também que uma realocação das receitas do ICM entre Estados pode ser gerada com a aplicação simultânea do princípio de origem para o comércio interestadual e do princípio de destino para as transações com o exterior, mesmo quando as alíquotas do ICM são aplicadas uniformemente nos comércios

26 Note-se que o critério do benefício sugerido na seção anterior não especifica uma alíquota para a tributação interna de cada Estado.

27 Note-se que uma firma que se especializa na venda de mercadorias para fora do Estado receberá, de acordo com o princípio de destino, um crédito fiscal dado pelo produto da alíquota estadual e o custo de aquisição das suas mercadorias.

interno e externo. Para contornar alguns problemas gerados pela aplicação inadequada de AIF, introduzimos o lado das despesas do setor público e observamos a variação induzida pelo imposto no nível dos preços absolutos e os benefícios das despesas públicas entre consumidores e produtores. Se, por exemplo, o ICM é inteiramente transferido para o preço dos produtos e as despesas públicas vão beneficiar essencialmente os residentes locais, então o princípio de destino deveria ser adotado tanto para o comércio interestadual como para o internacional. Vimos que o AIF não é facilmente aplicado ao ICM quando o método do crédito de arrecadação do ICM é utilizado com alíquotas diferenciadas entre Estados. Como o método da subtração pode discriminar entre estágios de produção e, portanto, entre diferentes Estados, este método deve ser utilizado em lugar do método do crédito para implantar mais facilmente o critério do benefício na escolha de AIF.

Padrões de instabilidade entre culturas da agricultura brasileira *

FERNANDO B. HOMEM DE MELO **

1 — Introdução

As questões de produção de alimentos e de níveis nutricionais de uma parcela significativa da população brasileira têm sido intensamente debatidas nos últimos anos. Provavelmente as principais razões que explicam o aparecimento e a continuidade dessas discussões sejam a deterioração observada em nossa produção de vários alimentos no período 1967/76 e a expansão da produção dos chamados exportáveis, e de certo modo vários analistas, como um reflexo do debate mais amplo sobre distribuição da renda, têm apontado para uma possível penalização sofrida pelo setor agrícola produtor de alimentos para consumo no mercado interno, através da operação dos instrumentos de política agrícola.

Este trabalho, deve ficar claro desde já, não tem como objetivo examinar essa questão de penalização em sua forma mais abrangente. Pelo contrário, partimos do pressuposto de que a agricultura brasileira se encontra, hoje e mesmo no passado recente, dividida em dois segmentos: o que produz bens, que são em maior ou menor grau comercializados internacionalmente; e o que produz alimentos tipicamente consumidos no mercado interno, sem haver uma complementação através de importações. É, portanto, uma situação em que uma parte do setor agrícola opera de acordo com as regras de

* Versões preliminares deste trabalho receberam comentários de José [illegible] de Oliveira, Túlio Barbosa, Roberto Macedo, Eliseu Alves, José Juliano de Carvalho Filho, Clovis Peres e Walter Canton, aos quais o autor expressa seu reconhecimento.

** Professor Livre-Docente do Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo.

uma economia aberta, enquanto a outra opera basicamente como em uma economia fechada às transações internacionais.

Como conseqüência de uma situação dessa natureza, o processo de formação de preços não é o mesmo para esses dois segmentos. No caso extremo de economia aberta em um país suficientemente pequeno no comércio internacional, o preço do produto é dado a esse país, e todas as flutuações desse preço são de origem externa: as condições de oferta e demanda internas, nesse caso, não afetariam o processo de determinação do preço do produto. O contrário acontece com a formação de preços de um produto em uma economia fechada, no curto prazo. Nesse caso, as forças relevantes são a oferta e a demanda internas, com as variáveis internacionais desempenhando nenhum papel. Assim, as causas de flutuações de preços de produtos incluídos nesta última categoria devem ser procuradas nas variáveis das funções oferta e demanda internas.

De modo geral, os produtos tradicionalmente transacionados no mercado internacional são produzidos por um número razoavelmente grande de países, distribuídos em diversas partes do globo e produzidos em diferentes épocas. Por outro lado, eles também são importados e consumidos por um número bastante expressivo de países. Assim, é possível que flutuações tanto da produção como do consumo, através de forças que afetam a oferta e a demanda nesses países, ocorram com diferentes intensidades, podendo mesmo serem compensatórias umas às outras. Se isso realmente ocorrer, é possível que preços de produtos agrícolas comercializados internacionalmente apresentem maior estabilidade, entre anos, comparativamente à situação de um mesmo produto, para um país que funciona em economia fechada, isto é, a abertura ao comércio internacional poderia conter um importante mecanismo de estabilização natural de preços agrícolas. Quais seriam as conseqüências alocativas de um quadro dessa natureza, ou seja, alguns produtos que apresentam maior instabilidade de preços e, conseqüentemente, maior risco de preços?

De certa forma, as propostas que têm sido recentemente apresentadas visando a aumentar nossa produção de alimentos implicitamente reconhecem uma situação como a apresentada. Outros au-

tores[1] fazem um reconhecimento explícito desse quadro, ao identificarem a possível maior instabilidade de preços experimentada por alguns alimentos como elemento dificultador de uma expansão da produção. Assim, em diversas ocasiões tem surgido a proposta de criação de estoques reguladores para um grupo de produtos agrícolas. Este estudo procura examinar essa única questão de instabilidade entre produtos da agricultura brasileira, do ponto de vista de um segmento que produz alimentos para o mercado interno e de outro que produz para o mercado internacional. A idéia é investigar a possível existência de um risco maior, de preços e de quantidades produzidas, para os produtos que funcionam em economia fechada e, conseqüentemente, tirar implicações sobre os incentivos econômicos entre culturas. Na primeira parte do trabalho procuramos caracterizar as situações de risco na agricultura, os desenvolvimentos da teoria da firma em condições de incerteza e rever um dos modelos de risco para uma firma que produz dois produtos e enfrenta risco de preços e de quantidades produzidas. Na segunda parte apresentamos uma classificação de produtos agrícolas, assim como procuramos obter evidências empíricas sobre os padrões de instabilidade de preços e de rendimentos.

2 — Instabilidade na agricultura: preços e rendimentos

A literatura econômica que trata de problemas agrícolas mostrou, na primeira metade dos anos 70, um renovado interesse por questões relacionadas à instabilidade de preços, quantidades e, conseqüentemente, de renda do setor. Alguns trabalhos, ainda na década de 50, retratam uma preocupação antiga com essas questões nos Estados Unidos.[2] Posteriormente, é possível que os programas agrícolas

1 Ver, por exemplo, José Roberto M. de Barros e Douglas H. Graham, "A Agricultura Brasileira e o Problema da Produção de Alimentos", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 8, n.º 3 (dezembro de 1978), pp. 695-726.

2 Ver, por exemplo, S. D. Staniforth, "Combating Uncertainty in Agricultural Production", *in Journal of Farm Economics*, n.º 36 (1954), pp. 87-97, assim como as referências citadas neste trabalho.

do governo americano, ao impedirem grandes variações para baixo nos preços agrícolas, através da política de preços de suporte, assim como para cima, através da manutenção de estoques reguladores, tenham contribuído para um período mais estável na agricultura americana e, talvez, para uma relativa perda de interesse em questões de instabilidade.

Por outro lado, a primeira metade da década de 70 marcou uma instabilidade de preços dos produtos agrícolas, em escala internacional, extremamente elevada. Esse acontecimento parece ter despertado o interesse de economistas em procurar chegar às causas dessas flutuações. Normalmente, as causas de variações em preço, tanto doméstica como internacionalmente, são atribuídas a fatores determinantes da oferta e/ou demanda de produtos agrícolas e à variação em estoques; entre os primeiros estariam variações na quantidade produzida em razão de fenômenos naturais e variações na demanda em função do ciclo econômico.[3] Entretanto, Johnson[4] argumenta que fatores naturais não devem ter sido os principais responsáveis pelas grandes flutuações do início desta década; segundo esse autor, as causas primárias devem ser identificadas na diminuição do nível de estoques pelos principais exportadores, nas desvalorizações do dólar americano e canadense e nas políticas de estabilização dos preços internos dos principais países exportadores e importadores. Vários outros trabalhos nestes últimos anos têm, aproximadamente, a mesma preocupação, surgida com os fatos acima mencionados: determinação das causas de flutuações em preço, conseqüências para produtores e consumidores, assim como possíveis medidas de política econômica para o trato da questão.[5] Uma linha um tanto quanto diferente das mencionadas é aquela que enfatiza as conseqüências macroeconômicas da elevação de preços de produtos primários causa-

[3] Ver D. G. Johnson, "World Agriculture, Commodity Policy and Price Variability", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 57, n.º 5 (1975), pp. 823-828.

[4] *Ibid.*

[5] Ver, entre outros, J. P. Houck, "Some Aspects of Income Stabilization for Primary Producers", *in Australian Journal of Agricultural Economics*, n.º 17 (1973), pp. 200-215, e A. S. Rojko, "The Economics of Food Reserve Systems", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 57, n.º 5 (1975), pp. 866-872.

dos por choques externos de oferta (cartel do petróleo, variações climáticas, etc.). [6]

A existência, ainda que em intensidade variável ao longo do tempo, de flutuações nos preços de produtos é que provoca uma situação de incerteza (risco) na atividade agrícola. Neste trabalho, seguindo a tradição da teoria da firma, risco e incerteza são utilizados com um sentido comum, isto é, ao se permitir que as probabilidades relevantes sejam subjetivamente estimadas, as situações de incerteza tornam-se casos de riscos subjetivos.[7] Desse modo, seguindo Nelson,[8] uma situação de incerteza (risco) é caracterizada pela inabilidade de um agente econômico em prever a magnitude de uma variável relevante às suas decisões em um momento futuro. Por exemplo, no caso da firma agrícola competitiva, essa situação seria representada pela inabilidade do agricultor, na época do plantio, em saber o preço do produto a prevalecer na época da colheita, ou mesmo a quantidade do produto a ser colhida na área a ser plantada. Entretanto, estaremos admitindo que o agricultor chega a uma função densidade de probabilidades, ainda que subjetivamente, das variáveis preços e rendimentos por hectare.

Incerteza, portanto, existirá sempre que a capacidade de previsão for menos que perfeita, incluindo, portanto, os casos em que ela é nula. Neste último caso, muito comum, a única informação disponível é a função densidade de probabilidades, mesmo que subjetiva.[9] Em contraste, quando a capacidade de previsão é perfeita, teríamos um caso em que as decisões dos agentes são tomadas com informações completas. Nessa situação, não existiria incerteza, ainda que a

6 Ver R. J. Gordon, "Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks", *in Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 1 (1975), pp. 185-194.

7 Ver R. R. Officer e A. N. Halter, "Utility Analysis in a Practical Setting", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 50 (1968), pp. 257-277.

8 R. R. Nelson, "Uncertainty, Prediction and Competitive Equilibrium", *in Quarterly Journal of Economics*, vol. 75 (1961), pp. 41-62.

9 Essa é a pressuposição normalmente feita nos modelos da firma em condições de incerteza. Exceção são os trabalhos de R. Nelson, *op. cit.*, e S. J. Turnovsky, "Price Expectation and the Welfare Gains from Price Stabilization", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 56 (1974), pp. 706-716, este último inclusive avaliando dois processos de formação de expectativas.

variável relevante assuma valores diferentes em épocas diferentes. No caso de preços agrícolas, por exemplo, teríamos variabilidade de preços e não incerteza de preços, se a capacidade de previsão dos agricultores fosse perfeita. Finalmente, o termo instabilidade estará sendo utilizado, na parte empírica deste trabalho, no contexto de flutuações verificadas no valor de uma variável. A ênfase é, nesse caso, sobre a ocorrência de flutuações, em comparação a uma situação de nenhuma flutuação ou estabilidade completa.

Os últimos anos da década passada e os da presente década foram bastante produtivos com respeito ao desenvolvimento da teoria da firma em condições de incerteza, introduzindo-se a possibilidade de atitudes não-neutras quanto a risco.[10] A firma competitiva seria aquela suficientemente pequena no mercado, de modo que suas decisões de produção não afetariam a distribuição (subjetiva) de probabilidades, como avaliada pelo empresário. Algumas pressuposições foram feitas para o desenvolvimento dessa teoria.[11] Primeiro, o risco de preço como o único existente, sendo a decisão da firma com respeito à produção feita antes da época em que o produto é vendido e o preço conhecido. Segundo, as decisões da firma são de curto prazo, não se considerando a política de investimentos. Terceiro, a atitude da firma com respeito a risco é sumariada por uma função de utilidade von Neumann-Morgenstern. O critério de decisão é a maximização do valor esperado da utilidade do lucro, procurando-se então as conseqüências, em termos de comportamento da firma, da existência de incerteza e de uma atitude não-neutra em face desse fenômeno.

Os principais resultados teóricos obtidos e mais diretamente ligados a este trabalho podem ser resumidos como:

a) O produto ótimo da firma em condições de incerteza é caracterizado pelo fato de o custo marginal ser menor que o valor es-

10 Para um sumário dos desenvolvimentos nos anos 60, ver D. Baron, "Price Uncertainty, Utility and Industry Equilibrium in Pure Competition", *in International Economic Review*, n.º 11 (1970), pp. 463-480.

11 Ver A. Sandmo, "On the Theory of the Competitive Firm under Price Uncertainty", *in American Economic Review*, n.º 61 (1971), pp. 65-73, e H. E. Leland, "The Theory of the Firm Facing Uncertain Demand", *in American Economic Review*, n.º 62 (1972), pp. 278-291.

perado do preço: a diferença pode ser interpretada como uma adição ao custo marginal em função da atitude da firma quanto ao risco. Por exemplo, com uma distribuição normal de preços e uma função de utilidade com aversão constante ao risco, essa adição ao custo marginal será tanto maior quanto maiores forem as magnitudes da variância de preços e da medida de aversão ao risco de Pratt [12]. Para se comparar com a firma sem incerteza, a pressuposição é a de um preço certo, igual ao valor esperado do preço da distribuição originariamente considerada; com essa condição, o produto ótimo com incerteza é menor que o produto ótimo da firma sem incerteza, a solução desta última sendo custo marginal igual ao preço certo. Esse resultado é identificado como o impacto geral da situação de incerteza;

b) Ao tentar determinar o impacto marginal da incerteza, isto é, o efeito na produção de uma distribuição de preços "ligeiramente mais arriscada", Sandmo [13] não obteve resultados conclusivos, essa situação corresponderia a um ligeiro aumento na variância de preços, mantendo-se constante o valor esperado do preço. Mais recentemente entretanto, Ishii [14] mostrou que, com as mesmas pressuposições e aparato analítico de Sandmo, um aumento na variância de preços causa uma diminuição do produto ótimo da firma, com a única condição de o grau de aversão ao risco (absoluto) não ser crescente com o lucro.

Os trabalhos que dão origem a tais resultados apresentam a característica de a única incerteza existente ser a de preços, assim como o fato de a firma competitiva produzir apenas um único produto. Com respeito ao setor agrícola e especificamente à questão

12 As medidas de aversão (preferência) ao risco são baseadas na primeira e segunda derivadas da função de utilidade, medindo, portanto, a concavidade (convexidade) da função de utilidade. Elas são conhecidas como funções de aversão ao risco de Arrow-Pratt. Ver J. W. Pratt, "Risk Aversion in the Small and the Large", *in Econometrica*, n.º 32 (1964), pp. 122-136.

13 A. Sandmo, *op. cit.*

14 Y. Ishii, "On the Theory of the Competitive Firm under Uncertainty", *in American Economic Review*, vol. 67, n.º 4 (1977), pp. 768-769. Para se lidar apenas em variância é necessário que a distribuição de preços seja normal.

de interesse para esta análise, essa delimitação deixa um pouco a de sejar. Em primeiro lugar, para uma determinada região ecológica e portanto, para um conjunto de agricultores, pelo menos alguns produtos agrícolas competem entre si na utilização de uma dada quantidade de recursos; em segundo lugar, além da incerteza de preços comum à firma competitiva no setor agrícola, a incerteza com respeito à quantidade realmente produzida é bastante relevante, em função de acontecimentos climáticos e ataques de doenças e pragas

Mais recentemente, Just[15] estudou detalhadamente a situação d agricultura na presença de incerteza de preços e quantidades produzidas para uma firma que gera dois produtos. O ponto de partida desse modelo é uma função custo total definida na forma quadrática e com dois componentes, isto é, o custo total da produção realizada é dividido em custo total da produção planejada, independentemente da sua realização e do custo total a ela diretamente ligado (colheita, transporte, armazenamento, etc.). A produção planejada pode divergir da realizada em função de acontecimento climáticos, pragas e doenças. Nesse modelo, portanto, as quantidades produzidas dos dois produtos, assim como seus respectivos preços, são variáveis aleatórias.

Supõe-se que a firma em questão seja competitiva, no sentido probabilístico já mencionado, isto é, quanto à distribuição de preços daí seguindo-se que as respectivas covariâncias (P, Q) são zero. Além do mais, depois de formalizada a produção desejada de cada produto através do plantio de cada um, a única alteração possível nessa quantidades é através de variações no rendimento por unidade d área (razões climáticas e outras).

Utilizando como critério de decisão a maximização do valor esperado da utilidade do lucro,[16] função esta especificada apenas co

[15] R. E. Just, "Risk Aversion under Maximization", *in American Journ of Agricultural Economics,* vol. 57, n.º 2 (1975), pp. 347-352. Ver també J. M. Wolgin, "Resource Allocation and Risk: A Case Study of Smallhold Agriculture in Kenya", *in American Journal of Agricultural Economics,* vol. 5 n.º 4 (1975), pp. 622-630.

[16] Para todos os passos envolvidos, ver F. B. Homem de Melo, "Agricultu Brasileira: Incerteza e Disponibilidade de Tecnologia", Tese de Livre-Docênc (Faculdade de Economia e Administração, Universidade de São Paulo, 1978

o valor esperado e a variância do lucro.[17] Just[18] chega a alguns resultados interessantes. Primeiro, sempre que a quantidade produzida for uma variável aleatória, haverá uma adição ao custo marginal da produção planejada de cada um dos produtos. Isso, deve-se enfatizar, aconteceria mesmo que a firma fosse risco-neutra, pois esse resultado aparece sempre que o custo marginal da produção realizada for crescente, o que acontece no caso da função quadrática utilizada. Segundo, na eventualidade de existência de atitudes de aversão ao risco pelos agricultores, haveria uma outra adição ao custo marginal da produção planejada dos dois produtos, em função do fato de que a variância do lucro passaria a ser relevante para a decisão. Essa variância, por seu lado, é formada por parcelas devidas à variância de preços dos dois produtos, à variância das quantidades produzidas e por uma parcela em que as variâncias e covariâncias de preços e quantidades entram conjuntamente.

Em resumo, na presença de aversão ao risco por parte dos agricultores, a maximização do valor esperado da utilidade do lucro implica que esses agentes considerem tanto as alterações no risco envolvido, com flutuações das quantidades produzidas, como as alterações no risco de preços dos dois produtos. No caso de neutralidade ao risco, isto é, uma função de utilidade linear, os agricultores, ao maximizarem o valor esperado do lucro, responderiam a alterações no risco de produção e não a alterações no risco de preços.

Assim, neste modelo de Just,[19] dados os valores para as variâncias e covariâncias, de preços e quantidades produzidas, chega-se ao resultado das produções planejadas para os dois produtos. Em termos do risco de preços, por exemplo, alterações nos valores das variâncias e covariâncias de preços induziriam uma realocação de fatores e

17 A consideração apenas do valor esperado e variância do lucro no lugar do valor esperado da utilidade do lucro é válida quando a função de utilidade do tomador de decisões é quadrática, ou quando as funções densidade de probabilidade relevantes seguem a distribuição normal. Para as desvantagens da função quadrática, ver J. Lintner, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, n.º 47 (1965), pp. 13-37.

18 R. E. Just, *op. cit.*

19 *Ibid.*

quantidades produzidas. Alterações dessa natureza podem ser obtidas através de instrumentos de política como estoques reguladores, preços administrados, preços mínimos e, talvez, abertura ao comércio internacional, entre outros. Assim, caso um ou mais produtos sejam mais beneficiados com respeito à redução dos valores desses parâmetros, reduzindo, portanto, o risco de preços, os incentivos passariam a existir para uma realocação de fatores e da produção na direção dos produtos com menor risco, não assumindo alteração nos valores esperados dos preços relevantes. De modo semelhante, poderíamos pensar em termos de desenvolvimentos tecnológicos estabilizadores dos rendimentos por unidade de área, diminuindo, portanto, o risco de produção para alguns produtos. As magnitudes desses termos de risco no modelo retratam a situação relativa dos dois produtos com respeito às flutuações das quantidades produzidas, originando-se de variações aleatórias dos rendimentos por unidade de área.

3 — Evidências empíricas de instabilidade

3.1 — Classificação de produtos

Após a breve revisão do modelo da firma com dois produtos e incerteza de preços e quantidades produzidas, desenvolvido por Just,[20] passa a ser relevante o conhecimento de estimativas de alguns dos parâmetros envolvidos, assim como do seu comportamento no tempo. Desse modo, pretendemos nesta parte do trabalho examinar a questão de produtos tipicamente orientados para o abastecimento do mercado interno e de outros orientados para o mercado externo.

Os produtos incluídos na análise são: arroz, feijão, soja, algodão, milho, amendoim, cana-de-açúcar, batata, cebola, mandioca e café. O pressuposto básico é que é possível separarmos produtos agrícolas

20 *Ibid.*

nas categorias de mercado interno e externo, principalmente como resultado de intervenções governamentais no mercado de cada um deles; por exemplo, medidas de política comercial podem deslocar produtos da categoria de transacionados internacionalmente (importação, exportação) para a categoria de bens domésticos (transacionados apenas internamente).

Ao iniciarmos a análise proposta, faz-se necessário esclarecer o porquê dessa distinção entre agricultura de mercado interno e externo; o ponto básico dessa diferenciação é aqui identificado como sendo a exposição ou não-exposição às forças do mercado internacional de produtos agrícolas, isto é, produtos como café, algodão e soja, que tradicionalmente são exportados pelo Brasil e em quantidades significativas em relação à produção doméstica, estão também expostos a variáveis econômicas internacionais de maneira direta e imediata. Para alguns outros produtos, como feijão, mandioca e batata, isto já não é verdadeiro, mesmo levando-se em conta a alternativa de importação.

Ao identificarmos a exposição de um produto às forças do mercado internacional, como o critério de distinção entre os produtos agrícolas brasileiros, devemos acrescentar o seguinte:[21] um produto qualquer, que seja deslocável geograficamente, teria um ponto de importação e outro de exportação, em termos de preço: para um produto padronizado, o ponto de importação é o preço internacional (FOB, determinado país) mais o custo de transferência, enquanto o ponto de exportação corresponderia ao mesmo preço internacional menos o custo de transferência. Para os bens normalmente transacionados internacionalmente, esses dois pontos são próximos um do outro, o contrário acontecendo com os bens domésticos típicos, caso em que o custo de transferência é mais elevado. O importante para as nossas considerações, entretanto, é que mesmo para os primeiros a distância entre esses dois pontos de comércio pode ser considerável!

21 Para maior facilidade, podemos considerar o país em análise como suficientemente pequeno nas transações internacionais, de modo a não afetar o preço internacional do produto. As considerações no texto estão baseadas em R. Hinshaw, "Non-Traded Goods and the Balance of Payments: Further Reflections", *in Journal of Economic Literature*, vol. 13, n.º 2 (1975), pp. 475-478

mente aumentada pela introdução de impostos de importação e exportação, ou outras medidas restritivas ao livre comércio.

Assim, intervenções de comércio por parte de um determinado país (o Brasil, por exemplo) podem ter como conseqüência a transferência de produtos, até então na categoria de transacionados externamente (exportáveis e importáveis) para a categoria de bens domésticos. Estes últimos caracterizam-se pelo fato de que, como a distância entre os pontos de importação e exportação é grande, apenas as variáveis internas são relevantes para a determinação de preços e quantidades ao longo do tempo, em uma primeira etapa e em termos diretos. Entretanto, não se deve desprezar a possibilidade de um efeito indireto exercido por variáveis externas, como taxa de câmbio e preços internacionais, que pode ser mais ou menos importante de acordo com os produtos; esse efeito opera através da alteração do preço relativo entre bens transacionados internacionalmente e domésticos e o conseqüente efeito-substituição na produção e consumo destes últimos.

Uma implicação da existência de alguns produtos agrícolas na categoria de bens domésticos é que flutuações da oferta de cada um, no curto prazo, principalmente por acontecimentos climáticos, doenças e pragas, acarretariam, na ausência de estoques reguladores, grandes variações nos preços recebidos pelos seus produtores e pagos pelos consumidores. Esse padrão de instabilidade de preços pode, por outro lado, ter efeitos negativos, principalmente para os produtores agrícolas, como aliás visto com o modelo de incerteza de Just.[22] Esse mesmo padrão talvez não esteja presente para as culturas de mercado internacional, em função de o Brasil ainda ser, em muitos produtos, um participante suficientemente pequeno nas transações internacionais, de modo a poder ser considerado um tomador de preços nesse mercado; nesse caso, flutuações de oferta e demanda internas não afetariam o nível de preços que prevalecem internamente, dado um regime de livre comércio. A existência de instabilidade de preços internos, nesse caso, seria causada apenas por variáveis internacionais, como preço internacional do produto e taxa de câmbio. Em vista de uma possível maior dispersão geográfica da

22 R. E. Just, *op. cit.*

rodução mundial, acumulação de estoques e outras razões, é mesmo provável que os produtos brasileiros transacionados internacionalnente apresentem menor instabilidade de preços.

Entre os produtos listados, o nosso conhecimento a respeito do nercado de cada um conduz à seguinte classificação:

a) *produtos de mercado interno*: arroz, feijão, batata, cebola e nandioca;

b) *produtos de mercado externo*: algodão, soja, café e cana-de-çúcar;

c) *produtos intermediários*: milho e amendoim; e

d) *produto administrado*: cana-de-açúcar.

Após essa listagem, alguns comentários tornam-se necessários. m primeiro lugar, a presença ou não do produto nas pautas de exortação e importação foi o principal critério usado para sua inclusão m uma categoria. Entretanto, se esse critério fosse usado estritamente, rodutos como arroz, milho e amendoim deveriam ser incluídos entre s de mercado externo, já que aparecem na pauta brasileira de exporações (mas não em todos os anos) nem sempre em quantidades sigificativas em relação à produção nacional, envolvendo algumas ezes operações especiais de comércio.[23] Daí termos colocado o arroz ntre os de mercado interno e criado a categoria de produtos inteediários para milho e amendoim.

O mesmo tipo de consideração aplica-se ao feijão e à cebola, que e tempos em tempos são importados pelo Brasil; entretanto, como possibilidade de importação não é permanente, exigindo a particiação governamental no processo, esses dois produtos são considedos como de mercado interno. Entre os produtos de mercado exrno, a situação é mais clara, pois algodão, soja, cana-de-açúcar e ifé têm sido constantemente exportados pelo Brasil; a principal

[23] Com os dados referentes à exportação e produção doméstica pode-se rceber esses fatos para o arroz, amendoim e milho. Para isso, ver Ruy Miller iva *et alii*, *Setor Agrícola do Brasil: Comportamento Econômico, Problemas Possibilidades* (São Paulo: Secretaria da Agricultura, 1973).

observação nesse grupo é com respeito à cana-de-açúcar, produto cuja produção e comercialização (inclusive o preço recebido pelos produtores) são regulamentadas pelo Instituto do Açúcar e do Álcool (IAA). Esse produto deve se aproximar bastante do caso já mencionado de variabilidade de preços e não incerteza de preços; essa foi a razão para a criação da categoria de produtos administrados, aí incluindo a cana-de-açúcar.

Produtos como o feijão e a mandioca aparentemente não têm um mercado internacional bem organizado e desenvolvido; isto entretanto não invalida a sua consideração entre os bens domésticos e, portanto, com seus preços sujeitos a oscilações por questões estritamente de ordem interna. Em função da reconhecida inelasticidade-preço da demanda interna desses produtos, flutuações de quantidade produzida por motivos fora do controle dos agricultores (clima, por exemplo) provocariam, na ausência de medidas estabilizadoras, acentuadas flutuações de preços.

A validade da classificação de produtos apresentada foi testada através da especificação de modelos de determinação de preços recebidos pelos agricultores, em condições de economia fechada e, alternativamente, aberta ao comércio internacional.[24] Ainda que o teste realizado não tenha sido tão completo quanto o desejado, os resultados obtidos para as variáveis relevantes em cada um dos modelos parecem indicar que a classificação de produtos proposta não deve estar longe da realidade. Por exemplo, a introdução de variáveis de natureza internacional, preços e taxa de câmbio, aumentou significativamente o poder explicativo do modelo de economia aberta, pelo menos para algodão, soja e milho.[25]

24 Ver Homem de Melo, *op. cit.*, para todos os detalhes. O importante a notar é que o modelo de economia fechada, ao incluir apenas variáveis de natureza interna, isto é, quantidades produzidas, renda e população, deveria funcionar mais adequadamente para os produtos de mercado interno, enquanto o de economia aberta seria melhor para aqueles transacionados internacionalmente, ao incluir variáveis de natureza internacional, preços e taxa de câmbio.

25 Para a cana-de-açúcar, a única variável significativa foi o preço internacional do açúcar, o que é uma indicação de que a administração interna de preços, pelo Instituto do Açúcar e do Álcool, é feita com alguma consideração da evolução daquela variável em um sentido de estabilização.

3.2 — Instabilidade de preços

Com a conclusão obtida através do modelo de Just,[26] para uma firma que produz dois produtos e enfrenta incerteza tanto em relação à quantidade produzida, através das flutuações do rendimento por unidade de área, como aos preços de venda dos produtos, torna-se importante termos idéia das magnitudes dessas fontes de risco para os agricultores que, em princípio, podem produzir culturas voltadas para o mercado interno ou externo. É para a existência de incerteza de preços que voltamos a nossa atenção nesta parte do trabalho: utilizando séries históricas de preços reais recebidos pelos produtores de São Paulo para os diversos produtos, procuraremos mostrar a situação comparativa de instabilidade verificada no passado, quanto a preços, entre os produtos dos grupos em nossa classificação. Nosso objetivo é, em outras palavras, desenvolver alguns indicadores de instabilidade de preços, de modo a nos aproximarmos o mais possível da avaliação que os agricultores devem fazer a respeito do risco envolvido na distribuição de preços para os diversos produtos.

Assim, cinco indicadores de instabilidade foram utilizados para preços dos produtos recebidos pelos agricultores. Várias medidas existem, na literatura econômica, de instabilidade em uma dada variável; ao escolhermos cinco delas, pretendemos procurar consistência dos resultados, entre produtos e no tempo, já que a escolha de uma única medida envolve um certo grau de arbitrariedade. Os cinco indicadores utilizados são os seguintes: [27]

a) razão preço máximo/mínimo em um dado período de tempo;

b) coeficiente de variação simples — nesse caso os dados originais não sofrem qualquer ajustamento para eliminar o efeito da tendência;

26 R. E. Just, *op. cit.*

27 Indicadores desse tipo são normalmente utilizados em estudos de instabilidade. Entre esses, ver J. P. Houck, *op. cit.*, K. L. Robinson, "Unstable Farm Prices: Economic Consequences and Policy Options", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 57, n.º 5 (1975), pp. 769-777, e J. D. Coppock, *International Economic Instability: The Experience After World War II* (Nova York: McGraw-Hill, 1962).

c) variação relativa média — é a média da variação percentual ano a ano, durante um dado período de tempo;

d) desvio percentual médio — é a média dos desvios percentuais, entre os valores observados e os previstos por uma linha de tendência, durante um dado período; e

e) coeficiente de variação dos desvios — a diferença com relação ao coeficiente de variação simples é que a variância é computada em relação aos valores previstos pela linha de tendência.

Fica evidente que os dois últimos indicadores de instabilidade envolvem um ajustamento à possível presença de tendência nas variáveis preço e rendimento. Caso essa tendência exista, os três primeiros indicadores devem mostrar uma instabilidade mais elevada em relação aos dois últimos indicadores. Na realidade, o argumento para que a tendência seja excluída do cálculo de instabilidade depende inteiramente da realização, ou possibilidade de realização, de ajustamento por parte dos agentes econômicos, de modo que esse tipo de alteração na variável não implique a existência de risco. [28] Em função dessas ponderações, decidimos incluir os dois últimos indicadores de instabilidade, tanto para preços como para rendimentos, procurando compará-los com aqueles, não envolvendo a correção pela tendência.

As Tabelas 1 e 2 mostram os resultados obtidos para dois indicadores de instabilidade de preços, [29] o coeficiente de variação simples e o coeficiente de variação nos desvios da linha de tendência, para três períodos de 10 anos e para todo o período 1948/76; [30] os 10 anos compreendidos no período de 1967 a 1976 foram considerados separadamente, visando a captar os efeitos da maior instabilidade de pre-

28 Ver, por exemplo, B. L. Gardner, "Discussion on Sources and Effects of Instability in U.S. Agriculture", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 59, n.º 1 (1977), pp. 185-187.

29 Os preços dos produtos são reais, isto é, deflacionados pelo Índice 2 de *Conjuntura Econômica.*

30 Ainda que computando os cinco indicadores de preços, apresentamos apenas esses dois no texto; deve-se notar, entretanto, que foi observada grande consistência entre as diversas medidas de instabilidade. Para os resultados com os demais indicadores, ver Homem de Melo, *op. cit.*

TABELA 1

Indicador de instabilidade de preços: coeficiente de variação simples

Produtos	1951/60	1961/70	1967/76	1948/76
Arroz	0,25	0,31	0,23	0,26
Feijão	0,36	0,37	0,50	0,50
Algodão	0,21	0,16	0,33	0,24
Soja	0,08	0,09	0,23	0,15
Milho	0,17	0,21	0,21	0,20
Amendoim	0,17	0,23	0,25	0,23
Cana-de-Açúcar	0,09	0,21	0,14	0,16
Batata	0,19	0,34	0,36	0,29
Cebola	0,32	0,36	0,27	0,31
Mandioca	0,27	0,42	0,64	0,54
Café	0,32	0,27	0,50	0,41

FONTE: Dados primários do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo.

TABELA 2

Indicador de instabilidade de preços: coeficiente de variação nos desvios

Produtos	1951/60	1961/70	1967/76	1948/76
Arroz	0,25	0,27	0,21	0,26
Feijão	0,28	0,36	0,29	0,40
Algodão	0,18	0,08	0,17	0,24
Soja	0,07	0,08	0,18	0,14
Milho	0,17	0,14	0,11	0,19
Amendoim	0,16	0,22	0,16	0,20
Cana-de-Açúcar	0,09	0,19	0,12	0,16
Batata	0,16	0,34	0,25	0,29
Cebola	0,30	0,29	0,26	0,31
Mandioca	0,19	0,35	0,42	0,50
Café	0,21	0,27	0,30	0,41

FONTE: Dados primários do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo.

ços que predomina no mercado internacional, inclusive de nossos produtos, como soja, algodão, café e açúcar. Iniciando-se com a análise do período completo, a colocação dos produtos em ordem decrescente de instabilidade pode ser observada na Tabela 3, para os cinco indicadores utilizados.

TABELA 3

Colocação dos produtos por ordem decrescente de instabilidade de preços: cinco indicadores — 1948/76

Razão Máximo Mínimo	Coeficiente de Variação Simples	Variação Relativa Média	Desvio Percentual Médio	Coeficiente de Variação nos Desvios
Mandioca	Mandioca	Feijão	Café	Mandioca
Feijão	Feijão	Cebola	Feijão	Café
Café	Café	Batata	Mandioca	Feijão
Cebola	Cebola	Mandioca	Cebola	Cebola
Batata	Batata	Arroz	Batata	Batata
Arroz	Arroz	Café	Arroz	Arroz
Algodão	Algodão	Amendoim	Milho	Algodão
Amendoim	Amendoim	Milho	Algodão	Amendoim
Milho	Milho	Algodão	Amendoim	Milho
Cana-de-Açúcar	Cana-de-Açúcar	Cana-de-Açúcar	Cana-de-Açúcar	Cana-de-Açúcar
Soja	Soja	Soja	Soja	Soja

FONTES: Tabelas 1 e 2 e Homem de Melo, *op. cit.*

A nossa constatação, com o exame da colocação dos produtos na Tabela 3, é de grande consistência entre os diversos indicadores de instabilidade de preços; apenas o indicador variação relativa média apresenta maiores alterações entre os seis primeiros classificados. Entretanto, mesmo esse caso não altera a observação dos cinco produtos de mercado interno, [31] entre os seis produtos com maior instabilidade

31 Cálculos adicionais mostrados em Homem de Melo, *op. cit.*, permitem verificar que as magnitudes dos indicadores de instabilidade de feijão, batata e amendoim subestimam a instabilidade de preços desses produtos em cada uma das duas safras anuais, em função de termos tomado preços médios anuais recebidos pelos agricultores.

de preços; o outro produto entre os seis primeiros é o café, o que não deve se constituir em grande surpresa.[32] Por outro lado, todos os indicadores são coincidentes em mostrar que cana-de-açúcar e soja são os produtos com menor instabilidade de preços. Finalmente, algodão, amendoim e milho alternam-se nas posições intermediárias entre os diversos indicadores.

Ao se pensar em termos da classificação de produtos proposta anteriormente, os resultados obtidos indicam que a colocação por ordem decrescente de instabilidade de preços segue, de modo bem próximo, o seguinte: primeiro os produtos tipicamente de mercado interno, seguidos pelos intermediários e, finalmente, os de mercado externo e de preços administrados; as exceções seriam o caso já notado do café e, em menor grau, do algodão, que para alguns indicadores coloca-se acima do amendoim e do milho.[33]

Com respeito às magnitudes dos indicadores de instabilidade nos coeficientes de variação simples e de variação nos desvios (Tabelas 1 e 2), pode-se comparar os valores para feijão e mandioca (magnitudes mais elevadas) com aqueles para cana-de-açúcar e soja (menores magnitudes no período 1948/76). Assim, os valores dos primeiros correspondem a 3,0—3,5 vezes os de cana-de-açúcar e soja no caso do coeficiente de variação simples e a 3,0—4,0 vezes no de variação nos desvios. Adicionalmente, mesmo com a tão enfatizada instabilidade de preços da soja no mercado internacional no início dos anos 70, esses dois indicadores para este produto, no período 1967/76, ficaram ainda bem distantes das magnitudes observadas para feijão e mandioca; para a cana-de-açúcar, o distanciamento com relação às magnitudes de feijão e mandioca até aumentou no período 1967/76.

De modo geral, essas conclusões não são alteradas ao examinarmos os resultados dos cinco indicadores para os três períodos de 10 anos

32 O preço do café, ao contrário do da cana-de-açúcar, não é estabelecido pelo instituto correspondente, sendo bastante influenciado pelas condições de oferta e demanda mundiais e nível de estoques.

33 O teste de Mann-Whitney foi aplicado para comparar o grupo mercado interno (cinco produtos) com o grupo mercado externo (três produtos, excluindo-se o café). A hipótese de igualdade dos valores médios foi rejeitada ao nível de 5% para cada um dos períodos da Tabela 2 e quando se combinaram os três primeiros subperíodos.

considerados; para os dois indicadores das Tabelas 1 e 2, pode-se notar uma certa variabilidade nas colocações dos 11 produtos, mas sempre observando-se a presença dos produtos de mercado interno com as magnitudes mais elevadas e, por outro lado, cana-de-açúcar, soja, algodão e milho revezando-se entre aqueles com menores valores de instabilidade de preços.

3.3 — Instabilidade de rendimentos

Lembramos que no modelo da firma com dois produtos e incerteza de preços e quantidades produzidas, anteriormente discutido, a origem das flutuações de quantidades estava nas variações aleatórias do rendimento por unidade de área; assim, quanto maior a variância de rendimentos de um dos produtos, maior seria, dada a área cultivada, a variância das quantidades produzidas. Do mesmo modo que no caso de preços, esta seção utiliza séries históricas do rendimento médio por hectare para 11 culturas do Estado de São Paulo, procurando retratar a situação comparativa de instabilidade de rendimentos verificada no passado, entre os produtos de nossa classificação; com isto, visamos a aproximar-nos o mais possível da avaliação que os agricultores devem fazer a respeito do risco de produção envolvido em cada cultura.

Os mesmos cinco indicadores de instabilidade usados no caso de preços serão a seguir utilizados para o caso de rendimentos por hectare ao longo do tempo. Entretanto, vamos enfatizar que, no caso presente de rendimentos por hectare, os indicadores de instabilidade mais adequados devem ser aqueles em que uma correção por tendência é introduzida; assim, o coeficiente de variação nos desvios da linha de tendência e o desvio percentual médio são os indicadores mais apropriados. Na realidade, o simples exame das séries históricas de rendimento por hectare mostra uma tendência positiva para alguns produtos; entre esses, soja, algodão, milho e batata aparecem com uma tendência bem clara. Nessa situação, é claro que indicadores de instabilidade como o coeficiente de variação simples e a razão do rendimento máximo/mínimo em um certo período estariam superestimando a verdadeira instabilidade. Desse modo, ainda que os cinco

indicadores tenham sido computados, as nossas conclusões estarão mais baseadas nos dois indicadores de instabilidade, passando por uma correção de tendência, isto é, o coeficiente de variação nos desvios e o desvio percentual médio.[34]

As Tabelas 4 e 5 mostram os resultados obtidos para os indicadores de instabilidade de rendimento por hectare, os coeficientes de variação simples e de variação nos desvios da linha de tendência para os mesmos três períodos de 10 anos e para o período completo 1948/76. Adicionalmente, a colocação dos 11 produtos em ordem decrescente de instabilidade é mostrada na Tabela 6, agora para os cinco indicadores utilizados.[35] O exame desta última tabela revela que os dois indicadores com correção para tendência – desvio percentual médio e coeficiente de variação nos desvios – apresentam um quadro consistente entre si quanto à ordenação dos produtos. O mesmo acontece entre os indicadores razão máximo/mínimo e coeficiente de variação simples; entretanto, quanto às colocações os resultados para os dois primeiros são razoavelmente diferentes dos obtidos para os dois últimos. Os resultados das colocações do indicador variação relativa média apresentam algumas diferenças em relação aos demais; na realidade, o modo de cálculo desses indicadores já tem embutido uma certa correção por tendência nas observações.

Ainda a esse respeito, é interessante observar as alterações das magnitudes dos indicadores de instabilidade de alguns produtos no período 1948/76, entre os coeficientes de variação simples e de variação nos desvios (Tabelas 4 e 5). Por exemplo: o de algodão decresce de 0,33 no simples para 0,19 nos desvios; o de soja de 0,25 para 0,13; o de milho de 0,23 para 0,14; o da batata de 0,29 para 0,09; e o de cebola de 0,32 para 0,21. Por outro lado, os de arroz, feijão, amendoim, cana-de-açúcar, mandioca e café permanecem praticamente constantes.

34 Os indicadores razão máximo/mínimo, variação relativa média e desvio percentual médio podem ser encontrados em Homem de Melo, *op. cit.*

35 Do mesmo modo que para os indicadores de preços, as magnitudes dos indicadores de instabilidade de feijão, batata e amendoim estão subestimando a instabilidade de rendimentos presente em cada uma das duas safras anuais desses produtos, em função de termos trabalhado com dados de médias anuais. Para os resultados de cada uma das safras, ver Homem de Melo, *op. cit.*

TABELA 4

Indicador de instabilidade de rendimento: coeficiente de variação simples

Produtos	1951/60	1961/70	1967/76	1948/76
Arroz	0,18	0,22	0,27	0,22
Feijão	0,24	0,18	0,14	0,21
Algodão	0,23	0,24	0,15	0,33
Soja	0,11	0,14	0,17	0,25
Milho	0,14	0,14	0,13	0,23
Amendoim	0,14	0,17	0,13	0,15
Cana-de-Açúcar	0,08	0,11	0,10	0,10
Batata	0,20	0,08	0,06	0,29
Cebola	0,17	0,11	0,30	0,32
Mandioca	0,07	0,04	0,21	0,18
Café	0,24	0,45	0,37	0,41

FONTE: Dados primários do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo.

TABELA 5

Indicador de instabilidade de rendimentos: coeficiente de variação nos desvios

Produtos	1951/60	1961/70	1967/76	1948/76
Arroz	0,16	0,21	0,24	0,21
Feijão	0,19	0,17	0,13	0,20
Algodão	0,13	0,19	0,15	0,19
Soja	0,10	0,12	0,12	0,13
Milho	0,14	0,14	0,09	0,14
Amendoim	0,12	0,16	0,11	0,13
Cana-de-Açúcar	0,06	0,11	0,10	0,09
Batata	0,05	0,06	0,05	0,09
Cebola	0,16	0,10	0,14	0,21
Mandioca	0,07	0,04	0,12	0,18
Café	0,21	0,45	0,36	0,38

FONTE: Dados primários do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo.

Com relação à classificação dos 11 produtos em ordem decrescente de instabilidade, para os dois indicadores que envolvem correção por tendência (Tabela 6) podemos perceber que, com as exceções da inclusão do algodão e da exclusão da batata, os seis produtos com

TABELA 6

Colocação dos produtos por ordem decrescente de instabilidade de rendimentos: cinco indicadores — 1948/76

Razão Máximo/ Mínimo	Coeficiente de Variação Simples	Variação Relativa Média	Desvio Percentual Médio	Coeficiente de Variação nos Desvios
Café	Café	Café	Café	Café
Cebola	Algodão	Arroz	Arroz	Arroz/Cebola
Algodão	Cebola	Algodão	Feijão	Feijão
Batata	Batata	Cebola	Mandioca	Algodão
Soja	Soja	Amendoim	Cebola	Mandioca
Milho	Milho	Feijão	Algodão	Milho
Arroz	Arroz	Milho	Milho	Amendoim Soja
Feijão	Feijão	Soja	Amendoim	Cana-de-Açúcar Batata
Mandioca	Mandioca	Mandioca	Soja	
Amendoim	Amendoim	Cana-de-Açúcar	Cana-de-Açúcar/ Batata	
Cana-de-Açúcar	Cana-de-Açúcar	Batata		

FONTES: Tabelas 4 e 5 e Homem de Melo, *op. cit.*

maior instabilidade de rendimento por hectare coincidem com os seis produtos com maior instabilidade de preços (Tabela 3). Adicionalmente, cana-de-açúcar e soja estão entre os produtos com menor instabilidade de rendimento, do mesmo modo que no caso de instabilidade de preços. Ao verificarmos essa coincidência, entretanto, algumas considerações devem ser introduzidas. Em primeiro lugar, e bastante importante, está uma possível relação de causa-efeito entre instabilidade de rendimentos e instabilidade de preços em um mer

cado fechado às transações internacionais e sem a existência de estoques reguladores, isto é, produtos com maior instabilidade de rendimentos poderiam também ter maior instabilidade de preços.[36] Em segundo lugar, entretanto, os dados utilizados nesta análise não permitem a obtenção de tal conclusão de modo tão nítido. Isto porque os preços usados (recebidos pelos agricultores paulistas) são afetados pelas condições de oferta (quantidade produzida) no Brasil como um todo, enquanto que as variações de rendimento por unidade de área em São Paulo podem ser afetadas por condições mais específicas a este Estado (clima, doenças, etc.) em um dado ano, além de que os ciclos de produção podem variar entre Estados. No primeiro caso, seria necessária a introdução de termos para covariância entre preços e quantidades no modelo da firma anteriormente revisto. No segundo, isso já não seria tão necessário, pelo menos de modo geral, para os produtos de mercado interno considerados.[37]

4 — Considerações finais

Ao considerarmos os diversos indicadores de instabilidade de preços e de rendimentos por hectare, com as informações disponíveis para o Estado de São Paulo, ficou patente uma razoável concordância dos resultados obtidos. Para essas duas variáveis verificamos que os produtos de mercado interno apresentavam magnitudes mais eleva-

36 Lembramos que no modelo de R. E. Just, *op. cit.*, para a firma com dois produtos e incerteza de preços e rendimentos, as variações aleatórias das quantidades produzidas eram independentes de preços. Com essa pressuposição, os termos de covariância que envolvem preços e quantidades não apareciam no desenvolvimento das expressões. Em determinadas circunstâncias, entretanto, isso não deve prevalecer.

37 Os coeficientes de correlação observados entre rendimentos e preços recebidos em São Paulo foram os seguintes: arroz: — 0,25; mandioca: — 0,23; batata: — 0,03; feijão: — 0,15; e cebola: — 0,02. Portanto, no contexto deste estudo, o problema de causa-efeito não parece ser muito sério. Aliás, a instabilidade climática no início de 1979, com seca na região Sul, excesso de chuvas na região Leste e condições relativamente normais em São Paulo, é um dramático exemplo de que as condições climáticas podem ter um caráter bastante específico em termos de espaço geográfico.

das para os indicadores de instabilidade, respeitadas as qualificações feitas quando da discussão dos resultados. No outro extremo, apareciam as culturas de cana-de-açúcar e soja, também com concordância para as duas variáveis; esta última é uma cultura tradicionalmente voltada para o mercado internacional, enquanto que a primeira caracteriza-se mais por ser altamente regulamentada pelo Instituto do Açúcar e do Álcool. O milho e o algodão ocuparam posições intermediárias, este último apresentando destaque maior para a instabilidade de rendimentos.

Por outro lado, o modelo revisto anteriormente, para uma firma que produz dois produtos e com incerteza de preços e quantidades produzidas, mostrava que os agricultores, ao procurarem maximizar o valor esperado da utilidade do lucro, são sensíveis às magnitudes das variâncias e covariâncias das respectivas funções densidade de probabilidade (preços e rendimentos) dos dois produtos, ao tomarem as decisões de produção no curto prazo. Adicionalmente, esses parâmetros podem ser influenciados pela política governamental; no caso de preços, através de instrumentos que contribuem para a diminuição do risco envolvido para um determinado produto. A ênfase aqui é para risco e não necessariamente para variabilidade de preços, pois esta pode continuar a existir, mas sendo conhecida pelos agricultores. O mesmo poderia ser dito com respeito a rendimentos, através de desenvolvimentos tecnológicos para estabilidade de rendimentos, face às alterações climáticas, doenças e pragas, e não apenas desenvolvimentos incrementadores do rendimento.

Quanto ao risco de preços, dois importantes programas governamentais vêm, por um razoável período de tempo, praticamente eliminando esse problema para os agricultores: são os postos em prática para a cana-de-açúcar e para o trigo, respectivamente pelo Instituto do Açúcar e do Álcool e pelo Banco do Brasil, em que os preços de compra são previamente estabelecidos e obedecidos na época da colheita. Para a cana-de-açúcar, nossos resultados mostraram uma das menores magnitudes de instabilidade de preços, indicando, portanto que a própria variabilidade dos preços reais pode ter sido diminuída no período coberto, como resultado do funcionamento do programa. Mesmo para alguns outros produtos do mercado externo, especialmente o algodão, as intervenções governamentais, através de impostos

e subsídios na exportação e da política de preços mínimos, podem ter contribuído para maior estabilidade dos preços.

De qualquer modo, os resultados obtidos para os indicadores de instabilidade de preços e rendimentos não mostram, com raras exceções, uma tendência de declínio entre as três décadas consideradas. Isso indica que, entre produtos, os diferenciais nas magnitudes dos indicadores não é um fato novo. É bastante provável, então, que a existência desses diferenciais ao longo do tempo, entre as culturas de mercado interno e externo (ou administradas), tenha sido mais um fator de incentivo de uma realocação de fatores na direção de culturas deste último grupo, conforme previsões da teoria da firma com incerteza. Entretanto, mesmo na ausência dessas intervenções governamentais, as indicações são de que o mercado internacional de produtos agrícolas, para um determinado país, deve conter elementos importantes de estabilização, quando comparado a uma situação de economia fechada para esse mesmo país e produtos, na ausência de outras medidas internas compensatórias.

O capital humano numa função de produção da agricultura de São Paulo *

JOAQUIM J. DE C. ENGLER **

1 — Introdução

O desenvolvimento económico requer a participação intensa e relevante da agricultura, quer como fonte de alimentos para consumo interno e para exportação, e conseqüentemente fonte de divisas, como consumidora dos produtos e serviços dos outros setores, quer ainda como fonte de trabalho e de capital para os setores industriais e de serviços.

Desta forma, para que o desenvolvimento económico de uma região se faça de modo harmónico, é imprescindível que o setor agropecuário, à medida que se reduz em tamanho relativo, aumente em produtividade. Para que este processo se realize, o excedente agrícola (*agricultural surplus*) deve crescer. Este conceito simples e óbvio para Adam Smith em 1776 tem sido subestimado e às vezes ignorado por muitos economistas, como diz Nicholls,[1] ao concluir ser um sólido excedente de alimentos "precondição fundamental para o desenvolvimento económico", no que acompanha a Kuznets,[2] que con-

* O autor agradece aos Professores George Edward Schuh, Paulo Fernando Cidade de Araújo e Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros pelos comentários e oportunas sugestões e ao Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo pela cessão das informações básicas utilizadas na pesquisa.

** Chefe do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo.

1. W. H. Nicholls, "An Agricultural Surplus as a Factor in Economic Development", in *The Journal of Political Economy*, vol. 71, nº 1, [illegible], pp. [illegible].

2. S. Kuznets, *Six Lectures on Economic Growth* (Glencoe, Illinois: Free Press, 1959).

sidera a "elevação marcante da produtividade por trabalhador na agricultura precondição da revolução industrial".

As mudanças na produtividade, segundo Nadiri,[3] podem ser consideradas tanto causa como conseqüência da evolução de forças dinâmicas que operam na economia, como o progresso tecnológico, a organização das empresas e instituições e a acumulação de capital humano e físico.

O aumento na eficiência econômica com que os recursos produtivos são empregados, por seu turno, requer contínua pesquisa sobre a quantidade e a combinação desses recursos, bem como a análise de novos processos ou técnicas de produção e das possíveis conseqüências de políticas econômicas alternativas.

A análise do desempenho do setor agropecuário e da contribuição relativa de cada fator produtivo, com o objetivo de oferecer subsídios para sua realocação e para políticas governamentais que visem ao aumento da produtividade do setor, pode ser realizada através da análise de uma função de produção agregada.

Pesquisas realizadas em diferentes locais, por Griliches, Yorgason e Spears, Hayami e Ruttan, Thompson e outros economistas, têm demonstrado a relevância desse modelo de análise.[4]

A perspectiva deste tipo de estudo é ainda maior quando se inclui na análise, além dos fatores tradicionais de produção (trabalho e recursos naturais) e dos insumos "modernos" (fertilizantes e mecanização), o exame do papel desempenhado pelos chamados

3 M. I. Nadiri, "Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey", *in Journal of Economic Literature,* vol. VIII, n.º 4 (1970), pp. 1.137-1.177.

4 Z. Griliches, "Estimates of the Aggregate Agricultural Production Function from Cross-Sectional Data", *in Journal of Farm Economics,* vol. 45, n.º 2 (1963), pp. 419-432, e "Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function", *in American Economic Review,* vol. 54, n.º 6 (1964), pp. 961-974; V. W. Yorgason e D. E. Spears, "The Canadian Agricultural Production Function", *in Canadian Journal of Agricultural Economics,* vol. 19, n.º 1 (1971), pp. 66-76; Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity Differences among Countries", *in American Economic Review,* vol. 60, n.º 5 (1970), pp. 895-911; e R. L. Thompson, "The Metaproduction Function for Brazilian Agriculture: An Analysis of Productivity and Other Aspects of Agricultural Growth", dissertação de Ph.D. (Indiana: Purdue University, 1974).

insumos "não-convencionais", representativos do capital humano, como nível de educação dos agricultores, sua experiência na atividade agrícola, e os investimentos em pesquisa, assistência técnica e extensão rural no processo produtivo.

Trabalhos realizados por Schultz, Griliches, Hayami e Ruttan, concluíram que as taxas de retorno ao investimento em educação, pesquisa agrícola e extensão rural são relativamente elevadas e justificam a importância desses investimentos numa função de produção agregada que vise a analisar o desempenho do setor agropecuário.[5]

A inclusão deste último "tipo" de insumo é particularmente importante quando as possibilidades de aumento na produtividade agrícola através de realocação dos insumos convencionais são muito restritas, como demonstrado por Schultz[6] ao verificar que os agricultores tradicionais, em geral, estão operando racionalmente com os recursos e conhecimentos a eles disponíveis. O crescimento econômico do setor agrícola em países em desenvolvimento, acrescenta o Professor Schultz, "depende predominantemente da disponibilidade e dos preços dos insumos não-tradicionais", a principal fonte de alta produtividade da moderna agricultura. Entretanto, raramente essa tecnologia moderna, elaborada em áreas desenvolvidas, pode ser transferida diretamente para países em desenvolvimento. É necessário adaptá-las às novas condições ambientais, físicas e biológicas, do que resulta o papel relevante que desempenha a pesquisa e a extensão rural no processo geral de desenvolvimento.

A influência dos fatores de produção "não-convencionais" na produtividade da agricultura brasileira tem sido examinada, sob vários ângulos, em recentes estudos.

5 T. W. Schultz, "Capital Formation by Education", in *Journal of Political Economy*, vol 68 (1960), pp. 571-583, e *Investment in Human Capital: The Role of Education and Research* (Nova York: Free Press, 1971); Z. Griliches, "Research Costs and Social Returns: Hybrid Corn and Related Inovations", in *Journal of Political Economy*, vol. 66 (1958), pp. 419-431; e Y. Hayami e V. W. Ruttan, *Agricultural Development: An International Perspective* (Baltimore: The John Hopkins Press, 1971).

6 T. W. Schultz, *Transforming Traditional Agriculture* (New Haven: Yale University Press, 1964).

Ayer e Schuh,[7] estimando os custos e benefícios da pesquisa sobre a cultura do algodão no Estado de São Paulo, obtiveram elevados resultados, da ordem de 90%, para a taxa interna de retorno estimada para os investimentos em pesquisa, o que confirma a importância desse "insumo" para o processo de desenvolvimento nas condições brasileiras. Em recente estudo, Thompson[8] verificou serem os investimentos em pesquisa, educação e extensão rural responsáveis pela maior parte das diferenças observadas entre os Estados brasileiros no que diz respeito à produtividade agrícola. Fonseca[9] analisou o retorno social aos investimentos em pesquisa e assistência técnica na cultura do café nos últimos 40 anos no Estado de São Paulo, obtendo valores entre 17,1 e 26,5% para a taxa interna de retorno.

A participação da educação e extensão rural no processo produtivo também tem sido objeto de estudo. Entre outros, Levi, Castro e Langoni[10] examinaram o papel do investimento em educação em geral, enquanto Patrick e Kehrberg[11] estimaram taxas de retorno para educação rural e extensão em cinco áreas agrícolas brasileiras, concluindo que os retornos aos investimentos em atividades de extensão rural são maiores nas áreas de agricultura tradicional.

7 H. W. Ayer e G. E. Schuh, "Social Rates of Return and Others Aspects of Agricultural Research: The Case of Cotton Research in São Paulo, Brazil", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 54, n.º 4 (1972), pp. 557-569.

8 R. L. Thompson, *op. cit.*

9 M. A. S. Fonseca, "Retorno Social aos Investimentos em Pesquisa na Cultura do Café", dissertação de mestrado (Piracicaba: ESALQ/USP, 1975).

10 S. Levy, "An Economic Analysis of Investment in Education in the State of São Paulo" (São Paulo: Instituto de Pesquisas Econômicas da USP, 1969); C. M. Castro, "Investment in Education in Brazil: A Study of Two Industrial Communities", dissertação de Ph.D. (Vanderbilt University, 1970); C. G. Langoni, "A Study in Economic Growth: The Brazilian Case", dissertação de Ph.D. (Chicago: University of Chicago, 1970), e *Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil* (Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973).

11 G. F. Patrick e E. W. Kehrberg, "Costs and Returns of Education in Five Agricultural Areas of Eastern Brazil", *in American Journal of Agricultural Economics*, vol. 55, n.º 2 (1973), pp. 145-153.

Ribeiro e Wharton, Alves e Schuh e Dias,[12] analisaram os programas de extensão rural no Brasil utilizando amostras incluídas no antigo sistema ABCAR. Suas avaliações confirmaram a relevante contribuição dessa atividade para a difusão de tecnologia disponível no País e o aumento da produtividade agropecuária.

O acelerado crescimento econômico do Brasil em geral e do Estado de São Paulo em particular, que vem ocorrendo nos últimos anos, requer uma análise da alocação dos recursos nos diversos setores da economia, de modo a detectar possíveis distorções no emprego atual dos fatores produtivos para perseguir uma eficiência econômica maior e, quando possível, orientar os investimentos públicos e privados. Este exame é particularmente importante no que se refere ao setor agropecuário, cujo crescimento tem sido apontado por alguns como taxas relativamente inferiores. Os dados da evolução do produto real da economia brasileira nos últimos anos mostram que na década 1960/70 a agricultura cresceu a uma taxa média anual de 4,5%, enquanto que o setor industrial cresceu a 7%. Todavia, essas comparações têm restrições face às diferentes condições do mercado nos setores da economia.

Araújo e outros[13] consideram satisfatório o comportamento da agricultura brasileira no período 1948/74 face à política econômica geral que até 1965/66 "discriminou bastante contra o setor através dos estímulos a uma industrialização capital-intensiva, da supervalorização das taxas de câmbio e do crédito e tributação especiais aos setores não-agrícolas; tudo isso além dos confiscos e contingenciamentos aos excedentes agrícolas". Apesar disto, deve-se considerar

[12] J. P. Ribeiro e C. R. Wharton Jr., "The ACAR Program in Minas Gerais, Brazil", *in* C. R. Wharton Jr. (ed.), *Subsistence Agriculture and Economic Development* (Chicago: Aldine, 1969), pp. 424-437; E. R. Alves e G. E. Schuh, "The Economic Evaluation of the Impact of Extension Programs: A Suggested Methodology and an Application to ACAR in Minas Gerais" (1971), mimeo; G. L. da S. Dias, "Avaliação do Serviço de Extensão Rural: Considerações Gerais sobre o Impacto Econômico da Extensão Rural", *in* P. F. C. de Araújo e G. E. Schuh (coords.), *Desenvolvimento da Agricultura*, vol. II (São Paulo: Livraria Pioneira Editora, 1975), pp. 207-238.

[13] P. F. C. de Araújo, N. M. dos Anjos, C. T. Yamaguishi e R. M. C. Pescarin, "Crescimento e Desenvolvimento da Agricultura Paulista", *in Agricultura em São Paulo*, vol. 21, n.º 11 (São Paulo, 1974), pp. 169-199.

que a participação dos produtos de origem agropecuária nas exportações brasileiras tem-se mantido em níveis elevados, pois, sendo de 84,5% em 1968, manteve-se em 65,4% em 1978, não obstante os produtos de outras origens terem apresentado participação crescente, passando de Cr$ 287 milhões para Cr$ 4,5 bilhões no mesmo período.

Neste contexto parece importante realçar, ainda que superficialmente, que nos últimos anos as políticas econômicas do País têm sido muito seletivas e voltadas para os produtos agrícolas de exportação, começando a constituir séria preocupação o desempenho do subsetor de alimentos e a distribuição da renda e do emprego no campo.

Aumentos na taxa de crescimento do setor agropecuário e na sua produtividade são imperiosos para que o setor possa realizar toda a potencialidade produtiva da economia nacional como supridora de alimentos e matérias-primas para si mesma e para o resto do mundo.

No Estado de São Paulo, com mais de 80% de sua população nos setores não-agrícolas da economia, ainda se espera que o setor primário continue a contribuir para o seu contínuo crescimento e desenvolvimento. Considerando a atual posição da fronteira agrícola do Estado, que praticamente já incorporou a totalidade da terra agriculturável possível, o crescimento do setor é exclusivamente dependente do aumento da produtividade.

Embora o Estado de São Paulo apresente níveis de produtividade relativamente elevados em relação a outros Estados do Brasil, seus índices de produtividade parcial em muitos produtos poderiam ser aumentados consideravelmente. Esta é uma das hipóteses centrais desta pesquisa.

É de se esperar que, no agregado, uma revisão na alocação atual dos insumos, principalmente dos "modernos" e daqueles "não-convencionais", poderia contribuir para a melhoria do rendimento físico e econômico da agricultura paulista. Obviamente, esses aumentos de produtividade dependerão, também, do estímulo econômico de relações favoráveis entre preços de produtos e de fatores produtivos.

1.1 — Objetivos

O objetivo central deste trabalho é avaliar a eficiência econômica na agricultura do Estado de São Paulo e analisar suas diferenças regionais de produção e produtividade, oferecendo subsídios para a política agrícola.

Para se atingir este objetivo estimar-se-á uma função de produção agregada para o Estado de São Paulo, tendo como unidade de análise suas 48 subdivisões regionais e por base de informação os dados obtidos em entrevistas diretas com cerca de 7 000 agricultores.

Os objetivos específicos são: a) estimar uma função de produção agregada para o setor agropecuário do Estado de São Paulo através de modelo analítico que inclua, além dos insumos tradicionais e modernos, aqueles considerados "não-convencionais", como o capital humano através da educação formal, assistência técnica e experiência na agricultura; b) analisar a eficiência econômica da agricultura na alocação atual dos recursos produtivos; c) estimar a contribuição da assistência técnica, da extensão rural, assim como do nível de educação e de experiência do agricultor para a produção agrícola do Estado; e d) analisar as diferenças regionais na produção e na produtividade agrícola e suas implicações para o crescimento e desenvolvimento econômico.

2 — Metodologia

2.1 — Considerações teóricas

A análise da produtividade dos recursos, objetivo principal deste trabalho, quer seja através de medidas parciais, como as produtividades média e marginal, ou da produtividade total do conjunto de fatores, implica a definição de uma função de produção relacionando os fatores produtivos e a produção obtida.

A especificação detalhada da função de produção permite analisar a origem das diferenças observadas na produtividade dos fatores e-

volvidos no processo produtivo, bem como definir alterações na tecnologia representada por essa função a fim de aumentar a produtividade dos fatores.

A análise das diferenças de produtividade agrícola entre regiões, através de uma função de produção agregada para as regiões envolvidas, implica a pressuposição de que a tecnologia adotada pelos produtores agrícolas desses diferentes locais pode ser descrita por uma mesma função de produção.

Funções de produção agregada "interpaíses" ou "inter-regiões", para o setor agrícola, já foram utilizadas por diversos autores, entre eles Bhattacharjee, que analisa o uso de recursos e a produtividade na agricultura mundial, Griliches, que examina o impacto da pesquisa e da educação na produção agrícola, tendo como unidade de observação os Estados americanos, e Krueger, que estima a contribuição das diferenças na disponibilidade de recursos para a variação na renda *per capita* de diversos países.[14]

Hayami e Ruttan[15] consideram que a produção agrícola em diferentes empresas, regiões ou países reflete as habilidades dos diferentes produtores em adotar uma nova tecnologia e o diferencial da difusão da tecnologia agrícola e da capacidade técnico-científica de desenvolver novas tecnologias mecânicas, biológicas e químicas, especificamente adaptadas aos recursos disponíveis e aos preços num determinado país ou região. Por esta razão estes autores afirmam que a produção agrícola em diferentes locais não pode ser descrita por "uma mesma função de produção neoclássica", mas sim pela "metafunção de produção", como a que eles estimaram para analisar as diferenças de produtividade agrícola entre 38 países desenvolvidos e em desenvolvimento.

A curto prazo, face às limitações na substituição entre os fatores produtivos devido às restrições de capital, as relações de produção podem ser definidas em função de relações quase fixas entre fatores

[14] J. P. Bhattacharjee, "Resource Use and Productivity in World Agriculture", *in Journal of Farm Economics*, vol. 37, n.º 1 (1955), pp. 57-71; Z. Griliches, "Research Expenditures...", *op. cit.*; e A. O. Krueger, "Factor Endowments and Per Capita Income Differences among Countries", *in Economics Journal*, vol. 78 (setembro de 1968), pp. 641-659.

[15] Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity...", *op. cit.*

e entre fator e produto. Eliminando-se, no longo prazo, a restrição de capital, as relações de produção podem ser definidas pela função de produção neoclássica, na qual a limitação é representada pelo conhecimento tecnológico disponível, que inclui todas as alternativas possíveis de combinação entre os fatores e entre estes e o produto.

A metafunção de produção ou função de produção "secular" é definida por Hayami e Ruttan [16] como a envolvente das funções de produção neoclássicas, que no "período secular" de produção (no qual são eliminadas as restrições quanto à disponibilidade de conhecimento tecnológico e admitidas as descobertas potenciais) descreve as relações produtivas como função de todas as atividades tecnológicas conhecidas e das alternativas a serem potencialmente descobertas. Para um produtor individual, em uma determinada região e um dado período de tempo, as alternativas tecnológicas disponíveis são apenas parte do conjunto completo disponível aos pesquisadores agrícolas e descrito pela metafunção de produção.

Analisando o desenvolvimento da agricultura sob uma perspectiva internacional, Hayami e Ruttan [17] consideram, como hipótese básica de seu trabalho, que a mudança nas proporções dos fatores, com a adoção de moderna tecnologia, em resposta às mudanças nos preços relativos de fatores, implica o ajustamento do processo produtivo ao longo da superfície de isoproduto de uma metafunção de produção

2.2 — Material básico

A informação básica analisada nesta pesquisa foi obtida através de entrevistas pessoais com 6.996 agricultores constantes de uma amostra estratificada e casualizada em cada estrato, extraída do universo constituído pelas 257.955 propriedades agrícolas cadastradas em 1972 no Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (INCRA), com área acima de três hectares.

Esta amostra é utilizada pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA) da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, para a

16 *Ibid.*

17 Y. Hayami e V. W. Ruttan, *Agricultural Development...*, *op. cit*

coleta de informações sócio-econômicas que permitem a elaboração de previsões e estimativas de safras agrícolas do Estado, bem como é material básico para outras pesquisas, como a presente.

O dimensionamento da amostra foi feito tendo por objetivo obter estimativas de produção, a nível das Divisões Regionais Agrícolas, com uma precisão correspondente a um erro-padrão não superior a ± 10% do valor das estimativas.[18]

O Instituto de Economia Agrícola desenvolve seu processo de coleta de dados através de questionários que procuram abranger os principais aspectos da produção agropecuária do Estado de São Paulo. Para o preenchimento dos questionários são realizadas entrevistas diretas com os agricultores em diferentes épocas do ano, sendo que a informação básica utilizada nesta pesquisa foi obtida dos levantamentos realizados nos meses de janeiro, março, junho e novembro de 1974.

As informações sobre assistência técnica foram fornecidas diretamente pela Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI) da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

O material básico obtido nas entrevistas com os agricultores e o fornecido pela CATI foram reunidos por sub-região agrícola, sendo que cada observação final utilizada na estimativa da função de produção corresponde às relações de produção de uma "propriedade média" representativa de uma sub-região.

As 48 sub-regiões agrícolas adotadas como unidade de observação nesta pesquisa são componentes das 10 Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo.[19]

Após a codificação e exame preliminar dos quatro questionários preenchidos com as informações prestadas pelos 6.996 agricultores

18 Maiores detalhes sobre os critérios de amostragem adotados pelo IEA podem ser encontrados em H. Campos e L. H. O. Piva, "Dimensionamento de Amostra para Estimativa e Previsão de Safra no Estado de São Paulo", *in Agricultura em São Paulo,* vol. 21, n.º III (São Paulo, 1974), pp. 65-88.

19 As Divisões Regionais Agrícolas (DIRA) do Estado de São Paulo, na ocasião desta pesquisa, tinham como sede as seguintes cidades: São Paulo, Campinas, Sorocaba, São José dos Campos, Ribeirão Preto, Bauru, São José do Rio Preto, Araçatuba, Presidente Prudente e Marília. A distribuição das 48 sub-regiões nestas DIRA é apresentada no Apêndice.

entrevistados e componentes da amostra, foram eliminados, por deficiências gerais, os questionários correspondentes a 182 entrevistas, ou seja, 6,89% da amostra original, permanecendo para a análise que se segue as informações fornecidas por 6 514 agricultores do Estado de São Paulo.

2.3 — Modelo analítico

O modelo de análise usado nesta pesquisa consiste, essencialmente, na estimativa de uma função de produção agregada, do tipo Cobb Douglas. Este modelo foi também utilizado por Hayami e Ruttan[20] para a análise das diferenças de produtividade entre 38 países, através da estimativa de uma metafunção de produção.

O modelo econométrico sugerido por Cobb-Douglas implica a estimativa dos parâmetros de uma equação do tipo $Y = aX_1^{b_1} X_2^{b_2} \ldots X_i^{b_i} \ldots X_n^{b_n}$ que em sua forma logarítmica é uma equação linear múltipla como a seguinte:

$$\log Y = \log a + b_1 \log X_1 + b_2 \log X_2 + \ldots + b_i \log X_i + \ldots + b_n \log X_n$$

em que:

Y = variável independente;

a = constante;

$X_1, X_2, \ldots, X_i, \ldots, X_n$ = variáveis independentes;

$b_1, b_2, \ldots, b_i, \ldots, b_n$ = coeficientes de regressão.

A função de produção do tipo Cobb-Douglas tem sido muito utilizada em pesquisas relacionadas com o setor agropecuário e de um modo especial no caso de análise agregada. Isto devido à facilidade da estimativa de seus parâmetros, como declaram Hayami e Ruttan,[21] e porque, como demonstrou Nataf,[22] para que uma função de pro

20 Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity...", *op. cit.*

21 *Ibid.*

22 A. Nataf, "Sur la Possibilité de Construction de Certains Macromodeles", *in Econometrica*, vol. 16 (1950), pp. 232-244.

dução agregada seja consistente é necessário que ela seja aditivamente separável, o que acontece com o modelo Cobb-Douglas em sua forma logarítmica. Outros modelos para estimativa de funções de produção agregada, como o de Leontief e o de "elasticidade de substituição constante", embora sejam aditivamente separáveis, apresentam sérios inconvenientes como indica Thompson,[23] entre eles a restrição de proporções fixas entre fatores no modelo de Leontief e a dificuldade de generalização, para mais de dois fatores, da função de elasticidade de substituição constante. Uma descrição detalhada deste tipo de função de produção pode ser encontrada em Heady e Dillon, Girão e, de forma resumida, em Engler.[24]

2.4 — Análise das diferenças de produção e produtividade

Após a estimativa da função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas, seus coeficientes de regressão ou de elasticidade parcial de produção serão utilizados para examinar as diferenças de produção e de produtividade entre as diversas regiões do Estado de São Paulo.

Esta análise será feita adotando-se procedimento semelhante ao de Thompson,[25] cuja essência é a seguir apresentada.

Diferenciando-se a função de produção $Y = f(X_1, X_2, \ldots, X_n)$, tem-se:

$$dY = \frac{\partial Y}{\partial X_1} dX_1 + \frac{\partial Y}{\partial X_2} dX_2 + \ldots + \frac{\partial Y}{\partial X_n} dX_n$$

23 R. L. Thompson, *op. cit.*

24 E. O. Heady e J. L. Dillon, *Agricultural Production Functions* (Ames, Iowa: The Iowa State University Press, 1961); J. A. Girão, *A Função de Produção de Cobb-Douglas e a Análise Inter-Regional da Produção Agrícola* (Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian, Centro de Estudos de Economia Agrária, 1965); e J. J. de C. Engler, "Análise da Produtividade de Recursos na Agricultura", tese de doutoramento (Piracicaba: ESALQ/USP, 1968).

25 R. L. Thompson, *op. cit.*

Dividindo-se todos os termos por Y e multiplicando-se e dividindo-se os elementos do lado direito da expressão pela correspondente variável independente, obtém-se:

$$\frac{dY}{Y} = \frac{\partial Y}{\partial X_1}\frac{X_1}{Y}\frac{dX_1}{X_1} + \frac{\partial Y}{\partial X_2}\frac{X_2}{Y}\frac{dX_2}{X_2} + \ldots + \frac{\partial Y}{\partial X_n}\frac{X_n}{Y}\frac{dX_n}{X_n}$$

Como $\frac{\partial Y}{\partial X_i}\frac{X_i}{Y} = e_i =$ elasticidade parcial de produção em relação ao fator i, substituindo-se na expressão anterior, ter-se-á:

$$\frac{dY}{Y} = e_1\frac{dX_1}{X_1} + e_2\frac{dX_2}{X_2} + \ldots e_n\frac{dX_n}{X_n}$$

ou:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_{i=1}^{n} e_i \frac{dX_i}{X_i}$$

Para diferenças finitas nas variáveis esta expressão corresponde, aproximadamente, a:

$$\frac{\Delta Y}{Y} \simeq \sum_{i=1}^{n} e_i \frac{\Delta X_i}{X_i}$$

Nesta pesquisa convencionou-se que:

a) $\Delta Y = Y_j - \overline{Y} =$ diferença entre o valor (Y_j) da produção na DIRA j e o valor médio da produção no Estado $(\overline{Y})$;

b) $\Delta X_i = X_{i,j} - \overline{X}_i =$ diferença entre o nível $(X_{i,j})$ de uso do fator X_i na DIRA j e o nível médio de uso no Estado $(\overline{X}_i)$.

Admitindo-se que $\frac{\Delta X_i}{\overline{X}_i}$ represente a diferença percentual entre o nível de uso do fator X_i em uma dada região ou DIRA e o nível médio de todas as regiões analisadas ou do Estado, pode-se concluir que a diferença percentual entre o valor da produção de uma dada região ou DIRA e o valor médio da produção de todas as regiões analisadas ou do Estado pode ser obtida, aproximadamente, pelo somatório dos produtos das diferenças percentuais nos níveis de uso dos fatores produtivos pelas respectivas elasticidades parciais de produção.

A diferença entre a produtividade de um fator X_i em uma região em relação à média de produtividade desse fator em todas as regiões

analisadas também pode ser desagregada em diferenças devido ao nível de uso dos fatores produtivos. O procedimento para esta análise é análogo ao apresentado para examinar as diferenças regionais de produção. Altera-se apenas o coeficiente pelo qual $\frac{\Delta X_i}{\overline{X}_i}$ é multiplicado, o qual passa a ser igual à elasticidade parcial de produção (b_i) subtraída da unidade, face à própria expressão da produtividade média no modelo Cobb-Douglas, ou seja:

$$PM_{X_i} = \frac{Y}{X_i} = a\ X_1^{b_1}\ X_2^{b_2}\ \ldots\ X_i^{b_i - 1}\ \ldots\ X_n^{b_n}$$

Esta condição, determinada pelas propriedades matemáticas do modelo Cobb-Douglas, é consistente com a teoria neoclássica de produção, que estabelece que no intervalo relevante ou racional da função de produção a produtividade média é decrescente.

2.5 — Definição das variáveis

As variáveis analisadas nesta pesquisa são a seguir relacionadas e definidas. Algumas delas, por corresponderem a diferentes formas de mensuração de um mesmo fator ou por constituírem a agregação de outras, não são incluídas simultaneamente na função de produção, sendo consideradas alternativamente nos modelos testados.

Valor da produção — Variável dependente (Y), que corresponde ao valor da produção das principais culturas, criações e produtos florestais no ano agrícola 1973/74, avaliado com base nos preços recebidos pelos agricultores. [26]

26 Esta variável inclui a produção de: algodão, arroz, batata, feijão, trigo, café, cana-de-açúcar (para indústria e forragem), milho, soja, amendoim, mandioca, tomate, mamona, fumo, alfafa, gergelim, girassol, cebola, chá, banana, laranja, uva, maracujá, melancia, abacate, abacaxi, caqui, figo, goiaba, limão, mamão, melão, abóbora, abobrinha, alface, alho, almeirão, aspargo, batata-doce, berinjela, beterraba, brócolos, cará, cebolinha, cenoura, chuchu, couve, couve-flor, chicória, ervilha, escarola, espinafre, gengibre, mandioquinha, milho verde, morango, palmito, pepino, pimenta, pimentão, quiabo, rabanete, repolho, salsa, vagem, aves para corte, ovos, bovinos para corte, leite, suínos, produtos florestais (eucalipto, *pinus*, quiri) e sericicultura (casulos).

Terra — Este fator de produção será considerado na análise através das seguintes variáveis:

X_1 = área total da propriedade agrícola, em hectares.

X_2 = área explorada (incluindo área com culturas anuais e permanentes, pasto formado e reflorestamento), em hectares;

X_3 = preço da terra nua (estimado pelo entrevistado), em cruzeiros por hectare;

X_4 = aluguel da terra, em cruzeiros por hectare;

X_{31} = (X_1) (X_3) = valor da área total da propriedade, expresso em cruzeiros.

As três últimas variáveis procuram captar as diferenças de qualidade da terra.

Trabalho — Variável independente X_5, que corresponde ao valor total dos serviços deste fator durante o ano agrícola, incluindo uma estimativa do valor do trabalho familiar. Esta variável foi medida em cruzeiros.

Experiência na agricultura — Variável independente X_6, que corresponde ao número de anos que o proprietário ou o administrador se dedica à agricultura.

Educação — Representa uma estimativa do capital humano, imperfeita na medida em que lá pudermos incluir o nível educacional do restante de mão-de-obra. Também, como o coeficiente obtido representa uma média para todos os níveis educacionais, completos ou incompletos, não podemos saber se a contribuição de "níveis" educacionais diferentes (*e. g.* 1.º e 2.º graus) é a mesma ou não. Foi analisada alternativamente através das variáveis:

X_7 = nível de educação formal do proprietário, expresso em anos;

X_8 = índice de instrução, que corresponde ao número de anos de educação formal do proprietário mais a metade do número de anos de educação formal de sua esposa.

Capital de operação — Este item inclui as despesas com a aquisição de diversos insumos, durante o ano agrícola, sendo representado pelas seguintes variáveis, expressas em cruzeiros:

X_9 = farinha de ossos;

X_{10} = fertilizantes químicos;

X_{11} = fertilizantes orgânicos;

X_{12} = calcário;

X_{13} = rações e concentrados;

X_{14} = sal;

X_{15} = sais minerais;

X_{16} = sementes;

X_{17} = combustíveis e lubrificantes;

X_{18} = defensivos (inseticidas e fungicidas);

X_{19} = herbicidas;

X_{20} = medicamentos;

$X_{32} = X_9 + X_{10} + \ldots + X_{20}$ = capital de operação;

$X_{33} = X_{10} + X_{11} + X_{12}$ = fertilizantes;

$X_{34} = X_9 + X_{13} + X_{14} + X_{15}$ = alimentação animal;

$X_{35} = X_{16} + X_{18} + X_{19}$ = sementes e defesa fitossanitária;

$X_{36} = X_{33} + X_{35}$ = fertilizantes, sementes e defesa fitossanitária;

$X_{37} = X_{34} + X_{20}$ = alimentação e defesa sanitária animal.

Capital fixo — Os diversos componentes deste item são representados pelo valor de seu estoque ou pelo valor do fluxo de seus serviços, pelas seguintes variáveis, expressas em cruzeiros:

X_{21} = capital fixo, excluindo o valor da moradia e instalações recreativas;

X_{22} = capital em benfeitorias;

X_{23} = capital em máquinas e equipamentos;

X_{24} = capital em culturas permanentes e essências florestais plantadas;

X_{25} = capital em animais de trabalho e de produção (carne e leite) ;

$X_{38} = 0{,}04X_{22} + 0{,}12X_{23} + 0{,}08X_{24} + 0{,}06X_{25}$ = fluxo de capital fixo;

$X_{39} = 0{,}04X_{22} + 0{,}12X_{23}$ = fluxo de capital em benfeitorias, máquinas e equipamentos;

$X_{40} = 0{,}08X_{24} + 0{,}06X_{25}$ = fluxo de capital em culturas permanentes, essências florestais e em animais;

$X_{41} = X_{22} + X_{24}$ = capital em benfeitorias e em culturas permanentes e essências florestais;

$X_{42} = 0{,}12X_{23} + X_{17}$ = fluxo de capital em máquinas e equipamentos e despesas com combustíveis e lubrificantes.

$X_{43} = 0{,}06X_{25} + X_{37}$ = fluxo de capital em animais de trabalho e de produção e despesas com alimentação e defesa sanitária animal.

Capital total – $X_{44} = X_{21} + X_{38}$ = valor do capital de operação e dos serviços do capital fixo.

Assistência técnica – A contribuição deste insumo "não convencional" é estimada nesta pesquisa com base nas informações fornecidas pela Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI) da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo, através das seguintes variáveis:

X_{26} = número de atividades de assistência técnica, incluindo atividades individuais (visita de orientação e consulta), atividades grupais (reunião, demonstração de método, demonstração de resultado, curso, palestra e aula), atividades de

massa (radiodifusão, comunicação escrita e televisão) e atividades complementares (serviços técnicos, levantamento, inspeção, atestado, laudo e análise de fotografia aérea);

X_{27} = alcance da assistência técnica, que corresponde à freqüência ou número de pessoas que participaram das atividades grupais;

X_{28} = tempo total usado pelo agente de extensão em atividades de assistência técnica, expresso em horas;

X_{29} = tempo médio usado pelo agente de extensão por atividade de assistência técnica, expresso em horas;

X_{30} = distância percorrida pelos agentes de extensão para a execução de atividades de assistência técnica, expressa em quilômetros.

3 — Análise dos resultados

3.1 — Características da agropecuária nas Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo

O setor agrícola do Estado de São Paulo apresenta uma grande diversificação de produtos, acompanhada de características variáveis entre suas diversas regiões. Em termos da proporção de uso da área cultivada global do Estado, os principais produtos são milho, cana-de-açúcar, café, arroz, laranja e soja, ao lado das áreas de pastagem destinadas à pecuária de corte e leiteira.

Com base nos dados apurados a nível das Divisões Regionais Agrícolas (DIRA) constata-se que a de Ribeirão Preto destaca-se entre as demais, participando com mais de 45% do valor da produção vegetal e com quase 30% do valor da produção agropecuária do Estado. Em relação ao valor da produção vegetal seguem-se em ordem decrescente de participação as regiões de Campinas (22,08%), Bauru (10,57%) e Marília (10,35%), que perfazem com Ribeirão Preto aproximadamente 90% deste item.

As DIRA de Presidente Prudente e de Araçatuba são as mais importantes no que se refere à pecuária, contribuindo, cada uma, com mais de 20% do valor da produção de origem animal do Estado, seguidas pelas regiões de São José do Rio Preto (16,66%), Ribeirão Preto (12,71%), Marília (8,97%) e Campinas (8,90%).

A área utilizada para a produção agropecuária, inclusive pasto formado, corresponde a cerca de 69% da área total das propriedades analisadas, sendo que em algumas regiões a área explorada ultrapassa essa média estadual, como é o caso de Araçatuba (86%), São José do Rio Preto (79%) e Presidente Prudente (77%), o que pode ser atribuído às áreas de pastagem, pois, como foi referido, essas são as que mais contribuem para a produção pecuária. A DIRA de São Paulo, que inclui as sub-regiões próximas à capital do Estado, é a que apresenta o menor índice (33%) de utilização agropecuária da área de suas propriedades rurais.

O nível médio de educação formal dos proprietários ou administradores rurais entrevistados no Estado é de pouco mais de quatro anos, o que equivale à primeira metade do atual curso de 1.º grau ou ao antigo curso primário. O número mais elevado de anos de educação formal, quase seis anos, é encontrado na DIRA de Ribeirão Preto, enquanto que o menor é apresentado pela região do vale do Paraíba, com aproximadamente dois anos.

De modo geral, observou-se que o número de anos de experiência na agricultura, dos responsáveis pela produção nesse setor, é semelhante entre as diversas regiões, com uma média estadual de aproximadamente 29 anos e com os limites de 32 anos do vale do Paraíba e 28 anos na região de Ribeirão Preto.

O nível de investimento dos agricultores entrevistados é bastante variável entre as diversas regiões. No que se refere ao capital em benfeitorias, a DIRA de Campinas apresenta um elevado investimento: cerca de oito vezes a média estadual. Os maiores investimentos em máquinas, equipamentos, culturas permanentes e essências florestais são encontrados na região de Ribeirão Preto, com níveis aproximadamente iguais ao dobro da média do Estado, seguida da DIRA de Campinas. Em relação ao investimento em animais de trabalho e de produção, os maiores valores são apresentados pelas regiões de Araçatuba e Presidente Prudente. Estes resultados podem

ser considerados coerentes com a participação dessas regiões na produção agropecuária estadual.

A DIRA de Ribeirão Preto é a que apresenta maior participação nas despesas com fatores de produção, de modo especial em relação àquelas com sementes (62,56%), fertilizantes (44,69%), trabalho (38,66%) e defesa fitossanitária (37,34%). No que diz respeito aos insumos "modernos", fertilizantes e defesa fitossanitária, têm também participação elevada as regiões de Marília, Campinas e Bauru, que, em conjunto com Ribeirão Preto, atingem cerca de 85% das despesas estaduais nesses itens. Como se verificou anteriormente, são também estas regiões que apresentam a maior contribuição para a produção de origem vegetal no Estado de São Paulo.

As despesas com alimentação e defesa sanitária animal são partilhadas principalmente pelas regiões de Ribeirão Preto, São José do Rio Preto, Campinas, Marília e Araçatuba.

Em resumo, considerando-se o conjunto de informações reunidas sobre o setor agropecuário em estudo, verifica-se que a DIRA de Ribeirão Preto é aquela que apresenta um maior desenvolvimento, com um maior nível de educação de seus administradores rurais, maior utilização de insumos modernos e maior participação no valor da produção agropecuária do Estado de São Paulo.

3.2 — Estimativa da função de produção agregada

A fim de identificar a função que, atendendo aos objetivos desta pesquisa, melhor representasse as relações de produção no setor agropecuário do Estado de São Paulo, foram testados diversos ajustamentos alternativos com diferentes combinações das variáveis independentes. Com base na argumentação econômica, adicionalmente, na magnitude do R^2 foi escolhida a função de produção agregada cujos parâmetros estimados são apresentados na Tabela 1.

O modelo selecionado inclui as seguintes variáveis independentes: terra, na forma de área explorada (X_2) e preço (X_3); trabalho (X_5); capital humano, representado pelo nível de educação formal do proprietário (X_8); capital em máquinas e equipamentos (X_{23}); assistência técnica, representada pelo tempo total usado pelo agente

de extensão nessa atividade (X_{28}); fertilizantes (X_{33}) incluindo os químicos, orgânicos e calcário e alimentação animal (X_{34}), composta por farinha de ossos, rações, concentrados, sal e sais minerais. O coeficiente de determinação indica que aproximadamente 95% das variações no valor da produção em estudo podem ser explicadas pelas variáveis incluídas no modelo.

A análise de variância da regressão sugere uma associação altamente significativa entre as variáveis componentes do modelo, sendo que, com base no teste "F" de Snedecor, pode-se rejeitar, ao nível de 1% de probabilidade, a hipótese nula, de que os coeficientes de regressão sejam iguais a zero.

Os resultados do teste "t" de Student indicam que a maioria dos coeficientes de regressão estimados é estatisticamente significativa a um nível de probabilidade compreendido entre 1 e 5%, sendo de se ressaltar que os coeficientes das variáveis preço da terra (b_4) e alimentação animal (b_{34}) são significativos ao nível de 0,1% de probabilidade. As variáveis trabalho e máquinas e equipamentos apresentam coeficientes de regressão significativos ao nível de 10% de probabilidade, enquanto que a variável área explorada só pode ser considerada significativa a níveis ao redor de 20% de probabilidade. Esta variável foi, porém, mantida no modelo face à elevada importância do fator terra no processo produtivo, como recomenda Heady e Dillon.[27] No que diz respeito a esse fator de produção, deve-se considerar ainda que a variável preço da terra, que procura avaliar as diferenças na qualidade da terra nos diferentes locais, apresenta-se com um coeficiente de regressão altamente significativo.

Os fatores de produção não-convencionais considerados na análise, educação e assistência técnica, apresentaram coeficientes de regressão estatisticamente significativos ao nível de 5% de probabilidade, à semelhança do que ocorreu no trabalho de Thompson[28] para a agricultura brasileira.

Os resultados da análise estatística das estimativas dos parâmetros da função de produção selecionada permitem uma razoável confia-

27 E. O. Heady e J. L. Dillon, *op. cit.*

28 R. L. Thompson, *op. cit.*

TABELA 1

Estimativa dos parâmetros da função de produção agregada para o Estado de São Paulo — ano agrícola 1973/74

Variável Independente	Coeficiente de Regressão (b_i)	Valor de "t"
Área Explorada (X_2)	0,123[a]	1,312
Preço da Terra (X_3)	0,918[b]	3,970
Trabalho (X_6)	0,382[c]	1,864
Educação (X_7)	0,347[d]	2,113
Máquinas e Equipamentos (X_{23}) ..	0,136[c]	1,712
Assistência Técnica (X_{28})	0,198[d]	2,054
Fertilizantes (X_{33})	0,167[d]	2,076
Alimentação Animal (X_{34})	0,201[b]	4,871
Termo Constante: $a = 0{,}130$		
Coeficiente de Determinação: $R^2 = 0{,}945$		
Valor de "F" $= 29{,}447$[b]		
Elasticidade Total de Produção[e] = = 1,009		

[a]Indica significância ao nível de 20% de probabilidade.
[b]Indica significância ao nível de 1% de probabilidade.
[c]Indica significância ao nível de 10% de probabilidade.
[d]Indica significância ao nível de 5% de probabilidade.
[e]Considerando-se apenas os fatores de produção convencionais.

bilidade na metafunção de produção estimada para o Estado de São Paulo.

Os resultados desta pesquisa são bastante semelhantes aos obtidos por outros pesquisadores, principalmente Thompson, Hayami e Ruttan e Griliches. [29]

Em relação ao coeficiente da metafunção de produção estimada por Thompson [30] para o Brasil, os resultados para o Estado de São Paulo são muito próximos, sobretudo no que se refere às variáveis terra, trabalho e educação. A elasticidade de produção da agricultura

[29] *Ibid.*; Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity...", *op. cit.*; e Z. Griliches, "Research Expenditures...", *op. cit.*

[30] R. L. Thompson, *op. cit.*

brasileira em relação à pesquisa e assistência técnica é pouco maior do que a estimada para a agricultura paulista, sendo que o inverso ocorre em relação ao fator produtivo máquinas e equipamentos. A variável fertilizantes, cujo coeficiente de elasticidade de produção estimado na função agregada para o Brasil não pode ser considerado estatisticamente diferente de zero, apresentou, no caso do Estado de São Paulo, resultado significativo e semelhante aos obtidos por Hayami e Ruttan, com informações de 38 países, e por Griliches e Ogg, respectivamente, para os Estados Unidos e para a América do Norte, o que evidencia a resposta da agricultura paulista a este insumo moderno.[31]

Comparando-se os resultados desta pesquisa com aqueles obtidos por Ogg[32] para a América do Norte, verifica-se que os efeitos esperados de investimentos em assistência técnica e educação, bem como de aumento da área de terra explorada, são superiores no caso do Estado de São Paulo, ocorrendo o contrário em relação ao fator trabalho.

O coeficiente de elasticidade de produção da variável trabalho pode ser considerado relativamente uniforme entre os diversos estudos citados e muito próximo do valor 0,4, estimado para a agricultura da Índia por Schultz.[33]

Analogamente ao que ocorreu nos trabalhos de Griliches, Hayami e Ruttan e Thompson,[34] também nesta pesquisa as variáveis educação e trabalho apresentam coeficientes muito semelhantes, indicando que, em condições *ceteris paribus*, um aumento percentual no nível de educação, o qual melhora a qualidade do trabalho, tem o mesmo impacto na produção agrícola que um aumento em igual percentagem no fator trabalho.

31 Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity...", *op. cit.*; Z. Griliches, "Research Expenditures...", *op. cit.*, e C. Ogg, "Sources of Agricultural Productivity Differences in North America" (dissertação de Ph.D., Minneapolis, University of Minnesota, 1974).

32 C. Ogg, *op. cit.*

33 T. W. Schultz, *Transforming Traditional...*, *op. cit.*

34 Z. Griliches, "Research Expenditures...", *op. cit.*; Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity...", *op. cit.*, e R. L. Thompson, *op. cit.*

Os coeficientes de elasticidade parcial de produção estimados são todos positivos e menores do que a unidade, o que indica que os fatores produtivos estão sendo utilizados no denominado "estágio racional" de produção, no qual o produto cresce a taxas decrescentes, uma vez que a produtividade marginal do fator variável é decrescente e inferior à produtividade média.

A elasticidade parcial de produção estimada para o fator terra permite concluir que, mantendo-se os demais insumos constantes, um acréscimo de 10% na área explorada resultaria em um aumento de 1,23% no valor da produção agropecuária do Estado de São Paulo. Admitindo-se que o preço da terra nua possa ser considerado uma *proxy* que procura avaliar a qualidade da terra, em condições *caeteris paribus*, um acréscimo de 10% nessa variável, ou seja, uma melhoria na qualidade do fator produtivo terra, implicaria um aumento da produção ao nível de 9,18%. Verifica-se assim, sem considerações a respeito do custo, que a melhoria na qualidade da terra tem reflexo muito maior no aumento da produção do que o simples aumento na área cultivada, o que é importante principalmente considerando-se a atual posição da fronteira agrícola do Estado.

Em relação ao fator trabalho, acréscimo de 10% na quantidade empregada, mantendo-se os demais fatores constantes, determinaria um incremento de 3,82% no valor da produção. Como já mencionado, um aumento semelhante na produção poderia ser obtido através da elevação de 10% no nível de educação do agricultor, como é indicado pela semelhança entre os coeficientes de elasticidade parcial das variáveis trabalho e educação.

A elevação do nível de mecanização da agricultura paulista através de aumento de 10% no uso de máquinas e equipamentos, considerando-se como constantes as quantidades empregadas dos demais fatores, resultaria em aumento no valor da produção da ordem de 1,36%.

No que se refere ao insumo moderno fertilizantes, a resposta é superior à estimada para mecanização, ou seja, um acréscimo de 10% no uso de fertilizantes resultaria em elevação da produção de 1,67%.

Um aumento de 10% no emprego de rações, concentrados, farinha de ossos e sais minerais na alimentação animal resultaria, de acordo

com a elasticidade de produção estimada, num incremento no valor da produção em cerca de 2%.

A contribuição da assistência técnica para a elevação da produção agropecuária do Estado de São Paulo é positiva e pode ser avaliada pelo coeficiente de elasticidade de produção estimado nesta pesquisa, que indica que um acréscimo de 10% no tempo total dedicado pelos agentes de extensão às atividades de assistência técnica resultaria num aumento no valor da produção da ordem de 2%.

A elasticidade total de produção, obtida através do somatório dos coeficientes de elasticidade parcial de produção referentes aos fatores convencionais, indica uma situação de retornos constantes à escala, ou seja, inversões simultâneas e na mesma proporção nos fatores produtivos considerados resultariam numa elevação no valor da produção agropecuária em igual proporção. Este resultado é semelhante ao obtido por Hayami e Ruttan[35] ao estimar uma metafunção de produção para 38 países, inclusive o Brasil.

Estimativas do valor da produtividade marginal com base nos valores médios da produção e dos insumos nas diversas regiões do Estado de São Paulo são apresentadas na Tabela 2.

As DIRA de Campinas, Ribeirão Preto, São Paulo e Bauru apresentaram os maiores valores para a produtividade marginal de quase todos os fatores, sendo suas estimativas superiores ao valor médio do Estado, o que indica que acréscimos no uso dos fatores nestas regiões tenderiam a aumentar a média estadual e contribuiriam mais para o aumento da produção estadual do que incrementos nesses fatores nas demais regiões.

Os menores valores estimados para a produtividade marginal são encontrados nas DIRA do Vale do Paraíba, Araçatuba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente, que são aquelas com predominância de pecuária extensiva. As regiões de Marília e Sorocaba apresentaram valores intermediários.

Como se verifica, existem grandes diferenças na produtividade dos fatores entre as Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo, cujas possíveis causas ou fontes são analisadas a seguir.

35 Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity ...", op. cit.

TABELA 2

Estimativa do valor da produtividade marginal de alguns insumos nas Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo — ano agrícola 1973/74

Divisão Regional Agrícola	Valor da Produtividade Marginal						
	Terra (Cr$/ha)	Trabalho (Cr$/Cr$)	Máquinas e Equipamentos (Cr$/Cr$)	Fertilizantes (Cr$/Cr$)	Alimentação Animal (Cr$/Cr$)	Educação Formal (Cr$/Ano)	Assistência Técnica (Cr$/Hora)
São Paulo	29,94	14,61	1,70	0,52	0,55	122.241,54	465,96
Vale do Paraíba	1,39	2,43	0,39	0,08	0,19	11 141,93	22,69
Sorocaba	3,43	6,76	1,06	0,29	0,44	63.973,92	203,32
Campinas	16,00	9,20	1,43	0,67	1,24	161.189,58	402,62
Ribeirão Preto	9,10	8,86	1,37	0,59	1,81	159.767,05	447,25
Bauru	5,98	8,20	2,61	0,53	0,89	151.079,45	343,82
São José do Rio Preto	1,84	4,67	0,96	0,23	0,72	35.346,51	89,13
Araçatuba	0,91	3,55	0,77	0,23	0,44	30.965,60	71,80
Presidente Prudente	1,71	5,86	1,51	0,26	0,18	35.433,12	72,87
Marília	4,53	4,85	1,52	0,30	0,50	77.121,69	220,55
Estado de São Paulo	5,89	7,53	1,36	0,41	0,94	111.683,79	312,85

3.3 — Análise das diferenças regionais de produção e produtividade

Os resultados obtidos na estimativa de metafunção de produção para a agropecuária do Estado de São Paulo, apresentados na seção anterior, são a seguir utilizados para analisar as diferenças na produção e na produtividade entre as Divisões Regionais Agrícolas e a média estadual.

A função de produção agregada estimada para a agropecuária paulista, incluindo as variáveis terra, trabalho, máquinas e equipamentos, fertilizantes, alimentação animal, educação e assistência técnica, demonstrou um poder de explicação das variações na produção da ordem de 95%. Este resultado permite adotar o procedimento sugerido por autores como Schultz e Hayami e Ruttan, que procuram analisar as diferenças de produção e produtividade entre regiões com base na disponibilidade de recursos e nos investimentos em capital nas formas convencionais ou não.[36] Isto não quer dizer, porém, que

36 T. W. Schultz, *Transforming Traditional...*, *op. cit.*; e Y. Hayami e V. W. Ruttan, *Agricultural Development...*, *op. cit.*

as diferenças não possam ser também relacionadas com a estrutura social e com a distribuição da terra dentro de cada região

As diferenças percentuais na produção agropecuária, na produtividade da terra e no nível de uso dos fatores produtivos entre as regiões do Estado de São Paulo, em relação à media estadual, podem ser visualizadas na Tabela 3.

TABELA 3

Estimativa das diferenças percentuais na produção agropecuária, na produtividade da terra e no nível de uso dos fatores produtivos entre as Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo em relação à média estadual — ano agrícola 1973/74

Divisão Regional Agrícola	Diferença Percentual								
	Produção Agropecuária	Produtividade da Terra	Terra	Trabalho	Máquinas e Equipamentos	Fertilizantes	Alimentação Animal	Educação	Assistência Técnica
São Paulo	—29,62	408,38	—86,16	—63,73	—43,75	—44,17	20,41	—35,70	52,60
Vale do Paraíba	—94,50	—76,44	—76,68	—82,93	—80,71	—70,92	—72,17	—44,92	23,97
Sorocaba	—56,53	—41,75	—25,36	—51,61	—44,37	—37,36	— 6,95	—24,11	[illegible]
Campinas	82,54	171,64	—32,80	49,43	73,52	11,94	38,62	26,48	53,34
Ribeirão Preto	97,50	54,45	27,87	67,76	96,58	37,41	2,25	38,06	28,59
Bauru	52,54	1,57	50,19	40,08	—20,60	19,04	60,82	12,77	30,24
São José do Rio Preto	—70,30	—68,82	— 4,72	—49,94	—57,99	—47,68	—61,08	— 6,15	4,60
Araçatuba	—73,65	—84,48	69,78	—44,09	—53,53	—51,73	—43,51	— 4,96	15,18
Presidente Prudente	—72,47	—71,05	— 4,91	—64,60	—75,15	—56,91	40,63	—13,24	18,55
Marília	—22,46	—23,16	0,92	20,41	—30,73	6,01	44,64	12,29	10,34

Apenas as regiões de Ribeirão Preto, Campinas e Bauru apresentaram produções superiores à média estadual, sendo que a primeira atingiu quase que o dobro do nível medio do Estado. A DIRA do vale do Paraíba revelou o índice mais baixo, com uma produção aproximadamente 95% menor do que o Estado, seguida pelas DIRA de Araçatuba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto, também com níveis bem menores.

Em relação à produtividade do fator terra, quatro regiões encontravam-se em posição mais favorável do que o conjunto do Estado, ou seja, as DIRA de São Paulo, Campinas, Ribeirão Preto e Bauru, cujos índices são superiores à média estadual. A DIRA de São Paulo apresentou uma produtividade quatro vezes maior que a média do

Estado, devendo ser lembrado, porém, que esta região possuía a menor área explorada com atividades agropecuárias e teve a menor participação no valor da produção agropecuária estadual. Merecem destaque os índices de produtividade alcançados pelas regiões de Campinas e Ribeirão Preto, pois estas são também as que mais contribuíram para a produção agropecuária do Estado de São Paulo.

A DIRA de Araçatuba foi a que apresentou índice mais baixo de produtividade da terra, seguida pelas DIRA do vale do Paraíba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto. Essas regiões têm na pecuária sua principal atividade, a qual é de modo geral extensiva, o que pode explicar em parte a baixa produtividade do fator terra.

No que se refere ao uso dos fatores produtivos, apenas a DIRA de Ribeirão Preto apresentou valores superiores à média estadual para todos os itens considerados, sendo de se ressaltar o nível de uso referente a máquinas e equipamentos, que é quase o dobro da média. As DIRA de Campinas, Bauru e Marília também revelaram índices superiores à média, com exceção, respectivamente, dos fatores terra e máquinas e equipamentos. Por outro lado, as DIRA do vale do Paraíba e de Sorocaba mostraram níveis inferiores ao estadual para todos os fatores incluídos na análise.

Isoladamente e em termos relativos, o insumo moderno fertilizantes foi mais utilizado nas regiões de Ribeirão Preto, Bauru e Campinas.

Os índices para as variáveis representativas do capital humano, educação e assistência técnica, foram superiores à média do Estado nas DIRA de Ribeirão Preto, Campinas, Bauru e Marília. Para a variável educação, o índice mais baixo correspondeu à DIRA do vale do Paraíba e, para assistência técnica, à DIRA de São Paulo.

De acordo com Hayami e Ruttan [37] os resultados de pesquisas recentemente realizadas permitem classificar as fontes de diferenças na produção e na produtividade em três grandes categorias: a) disponibilidade de recursos naturais; b) tecnologia incorporada através de insumos técnicos, como máquinas e equipamentos, fertilizantes, rações e outros materiais biológicos e químicos adquiridos do setor industrial; e c) capital humano, incluindo educação, habilidades, grau de conhecimento e capacidade geral da produção.

37 Y. Hayami e V. W. Ruttan, *Agricultural Development..., op. cit.*

Adotando-se a metodologia descrita na Subseção 2.1, pode-se analisar as origens das diferenças na produção agropecuária entre as Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo e a média estadual. Uma estimativa da participação de fatores representativos das três categorias mencionadas nessas diferenças é apresentada na Tabela 4.

As diferenças na produção devidas às diferenças nos níveis das variáveis representativas do capital humano (educação formal e assistência técnica) são superiores àquelas devidas ao uso da terra para todas as regiões. Assim, para a DIRA de Ribeirão Preto, por exemplo, cujo valor da produção é 97,50% superior à média estadual, mais de 21% dessa diferença (ou seja, 28,88 em 97,50) são explicados por diferenças nos investimentos em capital humano. Para as regiões de Campinas e Bauru, cuja produção é, respectivamente, 82,54 e 52,54% superior à média, as diferenças no nível de capital humano participam com os índices de 19,75 e 12,21, ou seja, são responsáveis por aproximadamente 21% das diferenças na produção. O poder explicativo de capital humano é também elevado nos casos das DIRA cuja produção é inferior à média estadual.

A categoria "insumos técnicos", incluindo as variáveis máquinas e equipamentos, fertilizantes e alimentação animal, também demonstrou alta relevância na explicação das diferenças na produção agropecuária entre as regiões e a média global do Estado de São Paulo. Em alguns casos, como nas DIRA do Vale do Paraíba, São José do Rio Preto, Araçatuba e Presidente Prudente, foi a principal responsável pelas diferenças verificadas.

Considerados em conjunto, os fatores incluídos nas categorias capital humano e insumos técnicos são responsáveis pela maior parcela da diferença verificada na produção agropecuária entre as diversas regiões do Estado de São Paulo. Isto implica que o crescimento da produção agropecuária paulista é mais dependente dos investimentos em fatores não-tradicionais, como capital humano e insumos modernos.

As origens das diferenças observadas na produtividade do fator terra (Tabela 2) podem ser analisadas usando-se também a metodologia descrita na Subseção 2.1. A Tabela 5 apresenta uma estimativa da participação percentual de alguns fatores na determinação

Tabela 4

Estimativa de fontes de diferenças na produção agropecuária entre as Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo em relação à média estadual — ano agrícola 1973/74

Fontes de Diferenças	Divisão Regional Agrícola									
	São Paulo (Capital)	Vale do Paraíba	Sorocaba	Campinas	Ribeirão Preto	Bauru	São José do Rio Preto	Araçatuba	Presidente Prudente	Marília
Recursos Naturais										
Terra	—10,60	— 9,43	— 3,12	— 4,03	3,43	6,17	— 0,58	8,53	— 0,60	0,11
Insumos Técnicos	— 9,23	—37,33	—13,67	19,73	19,83	12,58	—28,13	—24,67	—11,55	5,79
Máquinas e Equipamentos	— 5,95	—10,98	— 6,03	10,00	13,13	— 2,80	— 7,89	— 7,28	—10,22	—4,18
Fertilizantes	— 7,38	—11,84	— 6,24	1,98	6,25	3,18	— 7,96	— 8,64	— 9,50	1,00
Alimentação Animal	4,10	—14,51	— 1,40	7,75	0,45	12,20	—12,28	— 8,75	8,17	8,97
Capital Humano	—22,80	—20,34	—14,88	19,75	20,88	12,21	— 1,22	1,29	— 0,92	6,31
Educação Formal	—12,39	— 15,59	— 8,37	9,19	13,24	4,43	— 2,13	— 1,72	— 4,59	4,26
Assistência Técnica	—10,41	— 4,75	— 6,51	10,56	7,64	7,78	0,91	3,01	3,67	2,05

das diferenças de produtividade da terra entre as Divisões Regionais Agrícolas e a média estadual.

Das quatro regiões que revelaram produtividade da terra superior à média, apenas no caso da DIRA de São Paulo o principal responsável pela diferença observada foi o fator terra. Como já mencionado, esta é a região do Estado com a maior área explorada pela agropecuária. Para as outras três regiões (Ribeirão Preto, Campinas e Bauru) a maior parcela da diferença em produtividade foi devida aos investimentos em capital humano e insumos técnicos.

Para a DIRA de Araçatuba, que apresentou o menor nível de produtividade da terra em relação à média estadual, a fonte de diferença com maior índice foi o fator terra.

Os fatores incluídos nas categorias capital humano e insumos técnicos foram os principais responsáveis, entre os fatores considerados na análise, pela diferença observada na produtividade da terra para as demais regiões (São José do Rio Preto, vale do Paraíba, Sorocaba, Presidente Prudente e Marília), que apresentaram este índice inferior à média do Estado.

Um aspecto que demonstra a importância do capital humano e dos insumos técnicos para o aumento da produtividade da terra pode ser visualizado analisando-se, por exemplo, a situação das DIRA do vale do Paraíba, Sorocaba, São José do Rio Preto e Presidente Prudente. Se o uso de todos os fatores, exceto terra, fosse mantido constante ao nível de suas médias, os índices positivos estimados para o fator terra, como fonte de diferença na produtividade, indicam que estas regiões deveriam apresentar produtividade superior à média do Estado, o que porém não acontece devido à influência dos insumos técnicos e do capital humano, cujos investimentos inferiores à média estadual mais do que anulam os efeitos do fator terra. O mesmo raciocínio pode ser desenvolvido em relação às DIRA de Ribeirão Preto e Bauru, cujos índices referentes ao fator terra conduzem a uma produtividade inferior à média estadual, que não ocorre devido ao elevado nível de investimento em capital humano e em insumos técnicos. Desta forma, infere-se ser possível aumentar a produção e a produtividade da agricultura paulista, principalmente nas regiões menos desenvolvidas, mantendo-se constante, ou mesmo reduzindo, a área cultivada, desde que se aumentem os investimentos

Tabela 5

Estimativa de fontes de diferenças na produtividade da terra entre as Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo em relação à média estadual — ano agrícola 1973/74

Fontes de Diferenças	Divisão Regional Agrícola									
	São Paulo (Capital)	Vale do Paraíba	Sorocaba	Campinas	Ribeirão Preto	Bauru	São José do Rio Preto	Araçatuba	Presidente Prudente	Marília
Recursos Naturais										
Terra	75,56	67,25	22,24	28,77	—24,44	—44,02	4,14	—61,20	4,31	- 0,81
Insumos Técnicos	— 9,23	—37,33	—13,67	19,73	19,83	12,58	—28,13	—24,67	—11,55	5,79
Máquinas e Equipamentos	— 5,95	—10,98	— 6,03	10,00	13,13	— 2,80	— 7,89	— 7,28	—10,22	—4,18
Fertilizantes	— 7,38	—11,84	— 6,24	1,98	6,25	3,18	— 7,96	— 8,64	— 9,50	1,00
Alimentação Animal	4,10	—14,51	— 1,40	7,75	0,45	12,20	—12,28	— 8,75	8,17	8,97
Capital Humano	—22,80	—20,34	—14,88	19,75	20,88	12,21	— 1,22	1,29	— 0,92	6,31
Educação Formal	—12,39	—15,59	— 8,37	9,19	13,24	4,43	— 2,13	— 1,72	— 4,59	4,26
Assistência Técnica	—10,41	— 4,75	— 6,51	10,56	7,64	7,78	0,91	3,01	3,67	2,05

em capital humano, via educação e pesquisa, que permita o desenvolvimento de novas tecnologias adaptadas à área em estudo, bem como na difusão dessa tecnologia e na assistência técnica.

Tais resultados são coerentes com o modelo de desenvolvimento induzido sugerido por Hayami e Ruttan e com os resultados obtidos em análises de metafunções de produção realizadas por esses autores, Griliches e Thompson, entre outros. A este respeito deve-se mencionar que a conclusão de Thompson (que a agropecuária do Brasil torna-se cada vez mais dependente da ciência e da tecnologia) aplica-se também ao Estado de São Paulo e, neste caso, com mais propriedade.[38]

Os fatores de produção não-convencionais, como educação, pesquisa, extensão e assistência técnica, podem afetar um ou mais dos parâmetros da função de produção convencional e, como conseqüência, as estimativas de produtividade dela derivadas.

De acordo com Welch,[39] o nível de investimentos em capital humano pode influir na habilidade e na velocidade dos agricultores para "decodificar" e adotar nova tecnologia, afetando, conseqüentemente, a produtividade dos insumos convencionais.

Os fatores não-convencionais deslocam a função de produção para níveis mais altos, resultando em aumento na função da oferta agregada de produtos agrícolas, ou seja, no deslocamento da curva para a direita. Se a demanda agregada para produtos agrícolas for inelástica, como acontece em geral em relação ao mercado doméstico em condições *caeteris paribus*, o índice de preços para produtos agrícolas decrescerá, resultando num aumento da renda real dos consumidores, principalmente das classes de nível de renda mais baixo que despendem proporção muito alta de sua renda com alimentos. Desta forma, os investimentos em fatores de produção não-convencionais podem contribuir, também desta maneira, para a melhor distribuição da renda. Como lembra Thompson,[40] no caso de países com pequena participação no mercado mundial e cujos produtos

38 *Ibid.*; Z. Griliches, "Research Expenditures...", *op. cit.*, e R. L. Thompson, *op. cit.*

39 F. Welch, "Education in Production", *in Journal of Political Economy*, vol. 78, n.º 1 (1970), pp. 35-59.

40 R. L. Thompson, *op. cit.*

estão sujeitos nesse mercado a uma demanda perfeitamente elástica, a exportação de produtos agrícolas pode impedir que a mudança na função de oferta agregada afete o nível de preços no mercado interno, e dessa forma os benefícios dos investimentos em capital humano, educação, pesquisa, extensão e assistência técnica serão canalizados apenas para os produtores.

4 — Conclusões

A análise dos resultados da pesquisa permite elaborar uma série de conclusões sobre o atual estágio de tecnificação da agricultura paulista, sendo que as principais são apresentadas como se segue.

4.1 — Conclusões sobre as características gerais de produção e uso dos fatores

O quadro geral da agricultura no Estado de São Paulo é extremamente diversificado, com grande variação inter-regional que reflete as características físicas e as vantagens comparativas de cada região.

As DIRA de Ribeirão Preto, Campinas e Bauru destacam-se em relação às demais no que se refere ao valor da sua produção agropecuária, que é superior à média estadual. Em conjunto, elas participam com mais de 50% do valor da produção do setor primário do Estado e são responsáveis por, aproximadamente, 80% da produção de origem vegetal. Em relação à pecuária, as regiões mais importantes são as de Presidente Prudente, Araçatuba e São José do Rio Preto, que perfazem cerca de 60% do valor dessa produção.

A nível estadual, a área utilizada para a produção agropecuária, inclusive pasto formado, ocupa cerca de 70% da área total das propriedades analisadas. Nas regiões em que a pecuária é a principal atividade, a área explorada ultrapassa essa média estadual, como é o caso de Araçatuba, com 86% de utilização. Na DIRA de São Paulo a área dedicada às atividades agropecuárias corresponde a apenas 33% da área total, devendo-se mencionar que esta região inclui grandes

áreas de lazer ao lado de uma agricultura intensiva, correspondente ao "cinturão verde" da capital do Estado.

Em média, o nível de educação formal dos proprietários e administradores entrevistados corresponde à primeira metade do curso de 1.º grau ou ao antigo curso primário, que, segundo Langoni,[41] era o nível de 45% da população rural brasileira em 1970, enquanto que 53% estavam incluídos na categoria de analfabetos. As regiões de Ribeirão Preto e Campinas apresentam o índice mais elevado (quase seis anos) de educação formal e a DIRA do vale do Paraíba o menor índice (aproximadamente dois anos).

A experiência dos responsáveis pela produção, em agricultura, é quase uniforme, variando entre 28 anos na região de Ribeirão Preto e 32 anos no vale do Paraíba, com média de 29 anos. Os quatro anos a menos de experiência dos agricultores de Ribeirão Preto, em relação aos do vale do Paraíba, são muito bem compensados pelos quatro anos a mais de educação formal, como se verifica pelos índices de produção e produtividade apresentados pela DIRA de Ribeirão Preto.

No que se refere ao capital físico, existem grandes diferenças entre as regiões. A DIRA de Campinas apresenta um índice de investimento em benfeitorias quase oito vezes a média estadual. Por sua vez, Ribeirão Preto revela investimentos iguais ao dobro da média do Estado em máquinas, equipamentos e culturas permanentes. Os maiores investimentos em animais de trabalho e de produção estão concentrados nas DIRA de Araçatuba e Presidente Prudente. Um exame da estrutura do capital agrário das propriedades da amostra revela que os investimentos em terra e benfeitorias continuam sendo os principais, correspondendo a mais de 90% do total. Esta concentração de capital é superior à verificada para o Brasil, que, segundo o Censo de 1970, apresenta 68% de seu capital agrário naqueles dois itens.

As regiões de Ribeirão Preto, Campinas e Bauru, que contribuem mais para produção de origem vegetal, são também as que mais participaram nas despesas para aquisição de insumos modernos, como fertilizantes e defensivos.

41 C. G. Langoni, *Distribuição da Renda...*, op. cit.

4.2 — Conclusões sobre a função de produção e as diferenças regionais de produção e produtividade

A nível de Estado, os fatores de produção analisados, que explicam 95% das variações na produção, estão sendo utilizados no "estágio racional" de produção, como indicam seus coeficientes de elasticidade parcial de produção, que são positivos e menores do que a unidade. Destaque-se ainda que os parâmetros estimados para os fatores não-convencionais, educação e assistência técnica, evidenciam ser a meta-função de produção um instrumento muito útil para análise econômica.

Admitindo-se ser o preço da terra bom indicador da qualidade desse fator de produção, pode-se concluir que a melhoria da qualidade da terra em São Paulo tem reflexo muito maior no aumento da produção do que o aumento na área cultivada. Isto é ainda mais importante considerando-se a situação atual da fronteira agrícola do Estado. Neste sentido, a Secretaria da Agricultura iniciou um programa de aproveitamento das áreas de várzea, que requer não só uma tecnologia apropriada, como também investimentos expressivos.

Os coeficientes de elasticidade parcial de produção, altamente significativos para fertilizantes, alimentação animal, educação e assistência técnica, confirmam a resposta positiva da agricultura paulista aos insumos modernos e não-convencionais, à semelhança do que foi constatado por Griliches, Hayami e Ruttan e Ogg em outras regiões.[42]

A semelhança verificada entre os coeficientes de elasticidade das variáveis educação e trabalho indica que, em condições *caeteris paribus,* investimentos em capital humano, através de um aumento percentual no nível de educação, teriam o mesmo impacto sobre a produção agrícola que um aumento em igual percentagem no fator trabalho. Isto demonstra que um aumento no capital humano pode liberar mão-de-obra da agricultura, sem prejuízos à sua produção.[43]

42 Z. Griliches, "Research Expenditures...", *op. cit.;* Y. Hayami e V. W. Ruttan, "Agricultural Productivity...", *op. cit.;* e C. Ogg, *op. cit.*

43 Como educação é representada pelos anos de educação formal do proprietário, ao contrário das variáveis produção e trabalho, que estão medidas pelos seus valores, não se pode comparar diretamente as elasticidades do trabalho e de educação.

A análise da produtividade marginal mostra que somente os valores estimados para as regiões de Campinas, Ribeirão Preto, São Paulo e Bauru são superiores à média estadual, o que permite concluir que, em condições *caeteris paribus*, o aumento no uso dos fatores nessas DIRA tenderia a aumentar a média do Estado e contribuiria mais para o aumento na produção agropecuária do que acréscimos nos insumos nas demais regiões.

As regiões de Araçatuba, vale do Paraíba, Presidente Prudente e São José do Rio Preto, cuja principal atividade é a pecuária, de modo geral extensiva, apresentam, como esperado, os menores índices de produtividade da terra.

As variáveis representativas do capital humano e dos insumos modernos demonstraram grande poder de explicação das diferenças de produção e produtividade entre as regiões, sendo responsáveis por mais de 50% dessas diferenças. Níveis regionais mais homogêneos de produção e produtividade podem ser conseguidos pela redução nas diferenças de capital humano entre regiões.

É possível aumentar a produção e a produtividade da agricultura paulista, principalmente nas regiões menos desenvolvidas, mantendo-se constante, ou mesmo reduzindo-se em alguns casos, a área cultivada, desde que se aumentem os investimentos em capital humano, na pesquisa que favorece o desenvolvimento de novas tecnologias adaptadas à área em e tudo, bem como na difusão dessa tecnologia e na assistência técnica. Este é um ponto básico na estratégia para acelerar o desenvolvimento agrícola do Estado de São Faulo nos próximos anos.

Investimentos em capital humano, principalmente na agricultura, onde se encontram seus menores estoques, atuam de forma direta para a melhoria da distribuição de renda. Além disso, esses investimentos têm um efeito indireto sobre a distribuição da renda, que é aquele resultante do aumento de produtividade. Os fatores não convencionais, deslocando a função de produção agregada para níveis mais altos, provocam um aumento na oferta agregada de produtos agrícolas. Quanto mais inelástica for a demanda agregada desses produtos, maior será o decréscimo no seu índice de preços, resultando num aumento da renda real dos consumidores, principalmente daqueles das classes de nível de renda mais baixo que despendem proporção relativamente alta de sua renda com alimentos

Isto permite concluir que os investimentos em educação, pesquisa, extensão e assistência técnica, entre outros, podem contribuir também para a melhor distribuição da renda.

Apêndice — Distribuição geográfica das 48 sub-regiões agrícolas do Estado de São Paulo

DIRA de São Paulo

Sub-regiões: 01 — Capital
02 — Bragança Paulista
03 — Jundiaí
04 — Registro
05 — Santos
06 — Mogi das Cruzes

DIRA do Vale do Paraíba

Sub-regiões: 01 — São José dos Campos
02 — Taubaté
03 — Guaratinguetá

DIRA de Sorocaba

Sub-regiões: 01 — Sorocaba
02 — Tatuí
03 — Itapetininga
04 — Itapeva
05 — Avaré
06 — Botucatu

DIRA de Campinas

Sub-regiões: 01 — Campinas
02 — Piracicaba
03 — Limeira
04 — Rio Claro
05 — São João da Boa Vista
06 — Casa Branca

DIRA de Bauru

Sub-regiões: 01 — Bauru
02 — Lins
03 — Jaú

DIRA de Ribeirão Preto

Sub-regiões: 01 — Ribeirão Preto
02 — Franca
03 — Orlândia
04 — Barretos
05 — Bebedouro
06 — Araraquara
07 — São Carlos
08 — Taquaritinga

DIRA de São José do Rio Preto

Sub-regiões: 01 — São José do Rio Preto
02 — Catanduva
03 — Votuporanga
04 — Fernandópolis
05 — Mirassol

DIRA de Araçatuba

Sub-regiões: 01 — Araçatuba
02 — Andradina
03 — Penápolis

DIRA de Presidente Prudente

Sub-regiões: 01 — Presidente Prudente
02 — Presidente Venceslau
03 — Dracena
04 — Osvaldo Cruz

DIRA de Marília

Sub-regiões: 01 — Marília
02 — Ourinhos
03 — Assis
04 — Tupã

Taxas cambiais fixas e flexíveis e a oferta de alimentos: um comentário *

ELIANA A. CARDOSO **

1 — Introdução

Estas notas comentam alguns aspectos formais das proposições de Sayad[1] sobre políticas econômicas alternativas para correção de *deficits* comerciais. Elas explicitam, na Seção 2, as hipóteses que caracterizam o seu mundo econômico e as organizam num modelo simples, onde se supõe uma taxa de câmbio fixa. Examina-se, então, uma situação de equilíbrio interno, que coexiste com um *deficit* na balança comercial.

Exploram-se, nas seções seguintes, duas medidas alternativas para a correção das contas externas: uma contração fiscal (Seção 3) e uma desvalorização cambial (Seção 4). Em seguida, analisa-se o comportamento da economia num regime com taxa de câmbio flexível (Seção 5). As conclusões se encontram sumariadas na Seção 6.

2 — O modelo

Sayad dispõe de um modelo de trocas onde existem cinco mercadorias: alimentos, Q_a, um produto agrícola de exportação, Q_x, um produto industrial para uso doméstico, Q_i, intermediários importados, M, e trabalho industrial, L, cujos preços em cruzeiros são respectivamente P_a, P_x, P_i, P_m e W.

* Agradeço a E. Bacha e a R. Dornbusch pela discussão deste comentário.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA

1 Ver J. Sayad, "Taxas Cambiais Fixas e Flexíveis e a Oferta de Alimentos", in *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 9, n.º 2 (agosto de 1979), pp. 353-380.

Tratando-se de uma economia pequena, temos que: $P_x = EP^*_x$ e $P_m = EP^*_m$, onde E é a taxa de câmbio e P^*_x e P^*_m são, respectivamente, os preços internacionais das nossas exportações e importações. Admitindo, como Sayad, que estes preços são constantes, escolhemos, por motivo de simplicidade, $P^*_x = P^*_m = 1$. Segue-se que $P_x = P_m = E$.

Sayad supõe que a agricultura e a indústria constituem duas economias separadas, entre as quais o trabalho não se move. Existe desemprego keynesiano na indústria, onde o salário é fixado institucionalmente.

Escolhendo o trabalho industrial como numerário, definimos os preços relativos na economia:

$$p_a = \frac{Pa}{W}$$

$$p_i = \frac{Pi}{W}$$

$$p_x = p_m = \frac{E}{W} = e$$

A agricultura é reduzida ao modelo ortodoxo de produção de dois setores, onde os alimentos e o bem de exportação são produzidos em concorrência perfeita, com pleno emprego dos recursos. Neste modelo, a demanda dos serviços da terra e do trabalho agrícola são determinados pelas condições familiares de produtividade marginal. Conhecidas as disponibilidades de terra e trabalho agrícola, as ofertas de alimentos e do bem de exportação dependem apenas dos preços relativos desses dois bens, ou seja:

$$Q_a = Q_a\,(p_a \;/\; e) \qquad (1)$$

$$Q_x = Q_x\,(p_a \;/\; e) \qquad (2)$$

Por outro lado, a quantidade do produto industrial é determinada pela demanda, que Sayad supõe fixada pelo Governo:[2]

$$Q_i = \overline{Q_i} \tag{3}$$

Os preços industriais são administrados pelos empresários, que fixam uma margem de lucro bruta, u, sobre os custos de produção:[3]

$$p_i = (1 + u)\,(l + m\,e) \tag{4}$$

onde l = inverso da produtividade do trabalho;

m = coeficiente dos intermediários importados por unidade de produto industrial.

Sayad supõe ainda que o trabalhador despende uma parte fixa de seu salário, $(1 - \alpha)\,W$, em bens industriais e outra parte, αW, em ali-

2 Fica implícito que o Governo adota uma política fiscal que efetivamente compense variações no nível de renda. Para um modelo onde a demanda industrial é endógena e recebe um tratamento explícito em função da renda, e onde o trabalho se move entre os diferentes setores da economia, ver E. Cardoso, "Oferta de Alimentos e Inflação", trabalho para discussão (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1979), mimeo.

3 A equação (4) se obtém deflacionando-se pelo salário a expressão $P_i = (1 + u)\,(lW + mP_m)$. Sayad prefere escrever a expressão acima dividindo W em dois componentes: αW, que é despendido em bens agrícolas, e $(1 - \alpha)\,W$, que ele chama W_I e é gasto em bens industriais. Portanto, poderíamos reescrever (4) como: $p_i = (1 + u)\,(l\alpha + l\,(1 - \alpha) + m\,e)$. Utilizando a equação (5), que discutimos a seguir no texto, temos:

$$p_i = (1 + u)\left\{\frac{Q_a}{Q_i}\,p_a + l\,(1 - \alpha) + m\,e\right\} \tag{4'}$$

Em (5), aumentos na produção de Q induzem elevações no preço dos alimentos e na sua produção, que mantém a razão $\left[\frac{Q_a}{Q_i}\,p_a\right]$ constante e igual a αl. Portanto, a expressão (4') difere de (4) apenas por uma constante e nada acrescenta à nossa análise.

mentos. Os alimentos são consumidos apenas pelos trabalhadores industriais. Dado o nível do emprego industrial, lQ_i, a demanda de alimentos é $\alpha W l Q_i$.[4] O preço dos alimentos se determina pelo equilíbrio entre sua oferta e demanda, isto é:

$$p_a \, Q_a \left(\frac{pa}{e} \right) = \alpha l Q_i \qquad (5)$$

O saldo da balança comercial em cruzeiros "reais" é:

$$B = e \, Q_x \left(\frac{pa}{e} \right) - emQ_i$$

Dados o salário industrial, a taxa de câmbio e a margem bruta de lucros, a equação (4) determina o preço industrial. A equação (3) determina o produto industrial; em (5) determina-se o preço dos alimentos. Por outro lado, uma vez obtido o preço dos alimentos, determinam-se as exportações em (2) e o *deficit* de balança comercial em (6).

A solução do modelo se encontra ilustrada no Gráfico 1.

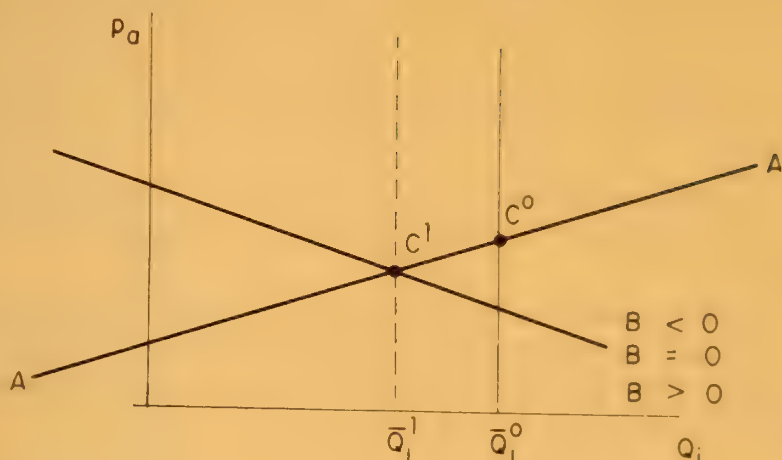
A curva *AA* representa o equilíbrio no mercado de alimentos como uma relação positiva entre p_a e Q_i pela seguinte razão:[5]

Partindo-se de uma posição inicial de equilíbrio no mercado de alimentos, se o produto industrial aumenta, o emprego industrial

[4] Observe-se que tais hipóteses implicam que a elasticidade-preço da demanda de alimentos é unitária.

[5] A inclinação de *AA* se obtém pela derivação logarítmica de (5) e se expressa por $p'_a \; / \; Q'_i = 1 \; / \; (1 + \varepsilon_a)$, onde uma linha ao lado de uma variável expressa sua derivada logarítmica, isto é, $x' = dx/x$; ε_a = elasticidade-preço da oferta de alimentos. A posição de *AA* depende, entre outras coisas, do nível da taxa de câmbio que se supõe fixada pelo Governo e igual a e_o.

Gráfico 1



cresce. Gera-se então um excesso de demanda de alimentos, que pressiona seu preço para cima. O excesso de demanda é eliminado simultaneamente pelo aumento na quantidade ofertada, induzido pela alta no preço dos alimentos e pela queda no poder de compra dos salários.

O ponto C^0 no Gráfico 1 representa equilíbrio interno quando o produto industrial é fixado em $\overline{Q}_i^o$.[6]

Existe equilíbrio da balança comercial para as combinações de p_a e Q_i ao longo da curva $B = 0$, cuja inclinação se justifica pelo seguinte raciocínio: [7]

6 Observe-se que as equações (3) e (5) garantem o equilíbrio interno, isto é, renda interna, $(p_i - m\ p_m)\ Q_i + p_a\ Q_a + p_x\ Q_x$, igual ao dispêndio em produto doméstico, $p_i\ \overline{Q}_i + \alpha\, l\, \overline{Q}_i + e\ (Q_x - m\ \overline{Q}_i)$.

7 A inclinação de $B = 0$ se obtém diferenciando-se logaritmicamente a expressão $e\,[Q_x\ (P_a\ \ e) - m\ Q_i] = 0$ e se expressa como $p'_a\ /\ Q'_i = -1\ /\ \varepsilon_x$, onde ε_x = elasticidade-preço da oferta do produto de exportação

A posição de $B = 0$ corresponde àquela que prevalece quando a taxa de câmbio $e = e_o$.

Suponhamos uma combinação inicial entre o produto industrial e o preço dos alimentos para a qual a balança comercial se encontra em equilíbrio. Se o preço dos alimentos sobe, a oferta do produto de exportação se contrai, gerando um *deficit* na balança comercial. Como a taxa de câmbio está fixa, a balança comercial só pode se manter equilibrada ao nível mais alto do preço de alimentos se o produto industrial se reduz, contraindo as importações de intermediários.

O ponto C_0 no Gráfico 1, que representa equilíbrio interno, corresponde a um *deficit* na balança comercial, já que se encontra à direita da curva $B = 0$.

É possível restabelecer o equilíbrio externo, seja através de uma política fiscal contracionista, seja através de uma desvalorização da taxa de câmbio. A seguir examinamos os efeitos de cada uma dessas políticas.

3 — Uma política contracionista

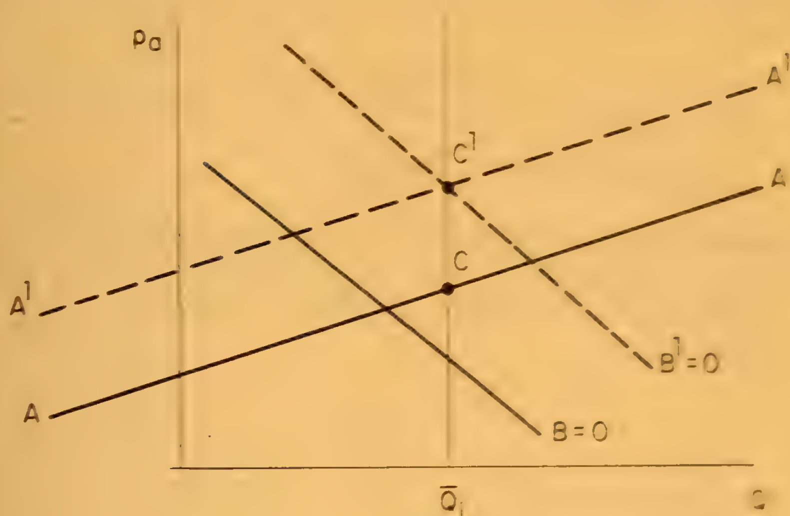
Considere-se em primeiro lugar uma política fiscal contracionista, representada no Gráfico 1 por uma redução da demanda do produto industrial, que se desloca de $\overline{Q}_i^o$ para $\overline{Q}_i^I$. Com a queda do produto industrial e a conseqüente redução de emprego neste setor, a demanda de alimentos se contrai e seu preço diminui. A produção de alimentos é desestimulada, transferindo-se recursos para a produção do bem de exportação. Por outro lado, com a redução do produto industrial, as importações de intermediários também diminuem. Corrige-se conseqüentemente a balança comercial. A correção do *deficit* comercial se consegue às custas de uma redução do nível de emprego industrial e de uma queda dos lucros neste setor. [8]

[8] Observe-se que isto ocorre porque a margem de lucro, u, e os custos unitários de produção não se alteram, enquanto que o produto se reduz. Logo, não se obtém neste modelo a afirmação de Sayad, *op. cit.*, p. 358, de que os lucros no setor industrial aumentam em resposta a uma política contracionista.

4 — Uma desvalorização cambial

Considere-se a seguir os efeitos de uma desvalorização cambial ilustrada no Gráfico 2.

Gráfico 2



Uma desvalorização cambial aumenta o preço das exportações, o que estimula sua oferta e contrai a produção de alimentos. Conseqüentemente, para o mesmo nível de produto industrial, o mercado de alimentos só se pode equilibrar a um preço mais alto desse produto e AA desloca-se para cima.[9] Por outro lado, o acréscimo às exportações permite que a balança comercial se equilibre a um nível mais alto do produto industrial e $B = 0$ se desloca para a

[9] O deslocamento vertical de AA é medido por:

$$p'_a / e' = \varepsilon_a / (1 + \varepsilon_a)$$

direita.[10] O aumento no preço das exportações gera o estímulo necessário para a transferência de recursos agrícolas da produção de alimentos para a produção do bem de exportação, corrigindo-se o *deficit* da balança comercial. Por outro lado, a transferência de recursos provoca um excesso de demanda de alimentos, pressionando seu preço para cima, que, entretanto, sobe proporcionalmente menos que o preço das exportações.[11] O aumento do preço dos alimentos reduz o poder aquisitivo dos salários. A desvalorização funciona porque o salário nominal está fixo. A correção do *deficit* se faz às custas de uma redução do salário real.[12]

5 — Taxa de câmbio flexível

Abandonemos agora a hipótese de uma taxa de câmbio fixada pelo Governo e suponhamos que ela seja flexível e determinada pela demanda e oferta de divisas. Adicione-se ao modelo anterior a equação:

$$B = 0 \tag{7}$$

Neste caso, dado o nível do produto industrial em (3), o preço dos alimentos e a taxa de câmbio se determinam pela solução simultânea de (3) e (7).

10 O deslocamento vertical de $B = 0$ é medido por:

$$p'_a \; / \; e' = 1$$

11 Observe-se que $\dfrac{\varepsilon_a}{1 + \varepsilon_a} < 1$.

12 Observe-se que o salário real se reduz tanto em termos do produto agrícola, quanto em termos do produto industrial, cujo preço aumenta com o custo dos intermediários importados. Observe-se também que as seguintes observações de Sayad, *op. cit.*, p. 358, "a elevação da renda do setor agrícola gera um aumento da demanda do setor industrial" e "há uma redução das margens de lucro", não parecem compatíveis com as hipóteses de que a demanda industrial, $\overline{Q}_i$, e a margem de lucros, u, são exógenas.

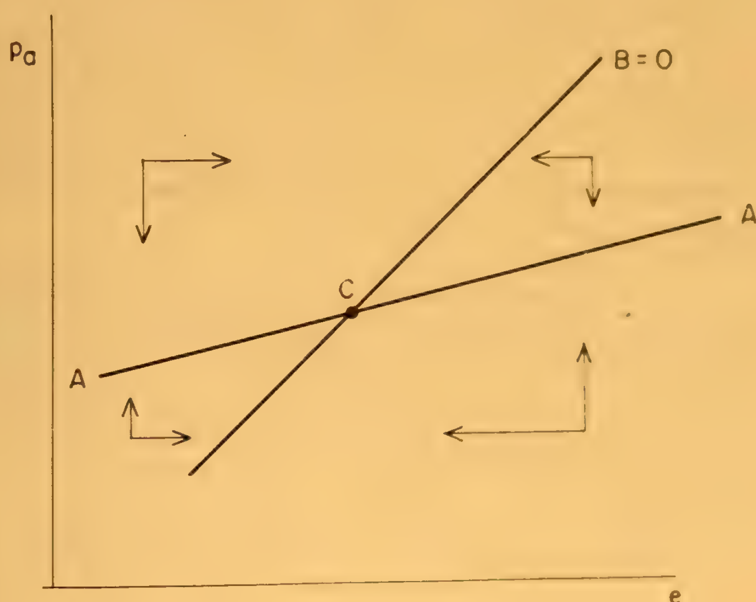
A solução do modelo com taxa de câmbio flexível acha-se ilustrada no Gráfico 3.

A curva *AA* representa equilíbrio no mercado de alimentos, e sua inclinação justifica-se a seguir:

Suponhamos uma combinação inicial de p_a e e para a qual a oferta e a demanda de alimentos se equilibram, dado o nível do produto industrial, Q_i. Se a taxa de câmbio aumenta, o preço dos alimentos em relação ao preço das exportações cai, desestimulando sua produção e gerando um excesso de demanda de alimentos, que pressiona seu preço para cima. [13]

A curva $B = 0$ representa equilíbrio na balança comercial. Suponhamos uma combinação inicial entre p_a e e para a qual a

Gráfico 3



[13] A inclinação de *AA* é dada por $p_a' \,/\, e' = \{\varepsilon_a / (1 + \varepsilon_a)\}$

balança comercial se encontra em equilíbrio. Se o preço dos alimentos sobe, a produção do bem de exportação cai, gerando um *deficit* na balança comercial e um excesso de demanda de divisas que deprecia (aumenta) a taxa de câmbio.[14]

Existe equilíbrio interno e externo no ponto *C*, onde as curvas *AA* e $B = 0$ se cortam.[15]

Neste caso, não há por que se preocupar com políticas corretivas para a balança comercial, já que a flexibilidade da taxa de câmbio garante o equilíbrio externo.

6 — Conclusões

Estas notas exibem o papel da agricultura no reajuste das contas externas, numa economia primário-exportadora, mostrando como a correção de *deficits* comerciais envolve uma realocação da produção dentro do setor agrícola entre alimentos e produtos exportáveis.

O reajuste das contas internacionais não se faz sem custos. Enquanto que uma contração fiscal envolve uma queda do emprego industrial, uma desvalorização real implica reduções da oferta interna de alimentos e do poder de compra dos salários.

Tais resultados se obtêm facilmente, graças a uma formalização simples, que dispensa longas derivações.

14 A inclinação da curva $B = 0$ é dada por $p'_a \; / \; e' = 1$. Vale a pena notar que a curva $\hat{B} = 0$, no Gráfico 1 de Sayad, não representa equilíbrio na balança comercial. Ela representa as combinações entre as taxas de crescimento do produto industrial e as taxas de crescimento da taxa de câmbio, para as quais o *deficit* da balança comercial estará crescendo a uma taxa constante. Mesmo num país como o Brasil, existe um limite para a imaginação criativa dos *policy makers*, o qual dificilmente lhes permitirá escolher como objetivo de política econômica um *deficit* crescente da balança comercial.

15 Observe que $\{\varepsilon_a \; / \; (1 + \varepsilon_a)\} < 1$, garantindo-se assim a estabilidade de equilíbrio, conforme ilustrado no Gráfico 3.

Taxas cambiais fixas e flexíveis e a oferta de alimentos: réplica

João Sayad *

1 — Introdução

Esta nota tem como objetivo responder ao comentário apresentado por Eliana Cardoso com referência ao nosso artigo publicado em outro número desta revista.[1]

Não existem grandes divergências entre o modelo apresentado no artigo (que nesta nota passamos a chamar simplesmente de "modelo") e aquele apresentado no comentário. As poucas diferenças existentes não mudam substancialmente os resultados apresentados, mas precisam, de qualquer forma, ser analisadas.

2 — Divergências entre o modelo e o comentário

A principal diferença que existe entre o modelo e o comentário reside no tratamento dado aos preços. Enquanto no modelo se fala em preços nominais, no comentário os preços são apresentados em termos reais, usando os salários como numerário.

* Da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da USP

[1] Ver João Sayad, "Taxas Cambiais Fixas e Flexíveis e a Oferta de Alimentos", *in Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 9, n.º 2 (agosto de 1979), pp. 351-378. Este artigo é uma extensão, para o mercado cambial, dos resultados do nosso modelo "Inflação e Agricultura", *in Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 9, n.º 1 (abril de 1979), pp. 1-32. Quero deixar patente os meus agradecimentos a Eliana Cardoso pela leitura atenciosa que fez do trabalho, tanto na sua forma final quanto na sua forma preliminar, quando levantou uma série de problemas existentes no artigo com relação à notação e apresentação

Esta diferença explica a maior parte dos poucos resultados divergentes entre o modelo e o comentário. No modelo é a presença de preços nominais flexíveis que permite que todos os problemas de estabilização e de ajuste da economia possam ser feitos às custas do setor agrícola. Este, no curto prazo, só pode escolher entre produzir alimentos ou exportáveis; a agricultura opera com preços nominais, porque não pode transferir recursos e fatores, no curto prazo, para o setor urbano. O setor industrial também trabalha com preços nominais, mas, pela hipótese da estrutura de mercado, tem poder de fixá-los a partir dos custos e, portanto, com algum controle sobre o poder de compra de suas receitas.

Sob estas condições, a política de contração da renda nominal do setor urbano, chamada no modelo de política monetária, gera deterioração dos termos de intercâmbio entre agricultura e indústria, em primeiro lugar, e aumento na rentabilidade dos produtos de exportação face aos produtos de mercado interno (alimentos), em segundo. Assim, a agricultura pode contribuir para a correção da balança comercial (pelo aumento das exportações) e ao mesmo tempo para o controle da inflação (pela queda dos preços nominais dos alimentos).

Por esta razão, chamamos a atenção para o fato de a indústria, pelo menos no modelo, preferir a contração da renda nominal à desvalorização cambial. Pois a contração diminui os termos de intercâmbio agricultura-indústria e aumenta, portanto, os lucros do setor industrial.

Aqui aparece uma divergência que requer atenção. O comentário (nota de rodapé 8) diz que o modelo está equivocado (na página 358) por supor que a contração da renda nominal aumenta as taxas de lucro. O equívoco não existe. Apenas nossa explicação foi pouco rigorosa. Existe no modelo a margem de lucro unitária dada por π, suposta constante e exógena. Esta, evidentemente, deve ficar inalterada se esta hipótese não se modificar durante o exercício de estática comparativa, associado à contração da oferta monetária. A massa de lucros, ou o lucro total, dada por $S_3 - S_1p_1 - S_2p_2$, pode aumentar ou diminuir, dependendo de como se altera a política de fixação de π relativamente às alterações de S_3 (ou $\overline{S_3}$).

Mas, sem dúvida alguma, os lucros reais por unidade de produto do setor industrial (definidos como o poder de compra do setor

industrial em termos de matérias-primas importadas e de salários com postos de alimentos), ou seja, $1-\alpha(p_1/p_3)-\beta(p_2/p_3)-\gamma(w_1/p_3)$, aumentam. Pois os preços dos produtos agrícolas, que estes lucros compram como alimentos ou divisas, caem quando há contração da renda nominal. A política de contração, portanto, diminui a participação da agricultura na renda nacional e aumenta a participação dos lucros no setor industrial. No longo prazo o setor industrial cresce mais depressa em resultado desta política.[2] Portanto, pode ser que no modelo haja pouca precisão, mas não equívoco. No comentário, por outro lado, não fica claro por que há diminuição dos lucros do setor industrial.

A diferença de tratamento dado aos preços explica também a afirmação, no comentário, de que a renda do setor industrial é constante no modelo. Neste supõe-se que o Governo mantém constante a renda nominal do setor urbano — a divisão desta entre renda real e preços depende do comportamento dos preços agrícolas e de importação e de como os aumentos destes preços são repassados aos preços dos produtos finais deste setor.

Finalmente, o comentário define como taxas cambiais flexíveis aquelas que garantem uma situação de equilíbrio permanente na balança comercial, isto é, que fazem com que $B = 0$ pela equação (7) do comentário. No modelo a definição é diferente, já que somente são chamadas de taxas cambiais flexíveis aquelas que se desvalorizam mais ou menos rapidamente em função dos saldos da balança comercial. A taxa cambial flexível do modelo é aquela manipulada pelo Governo e não determinada pelo mercado (*dirty floating*). Esta definição, apesar de não corresponder à definição clássica, aproxima-se mais do problema de política econômica enfrentado pela economia brasileira que dominou as discussões sobre desvalorização cambial a taxas maiores, ou em saltos, durante os anos passados.[3]

O problema de definição de taxas cambiais flexíveis ou fixas é tratado no modelo como problema de alocação de instrumentos a

2 Ver João Sayad, "Inflação...", *op. cit.*, equação (19), p. 27.

3 Ver referências no artigo de João Sayad, "Taxas Cambiais...", *op. cit.*, nota 1.

objetivos, como proposto por Mundell.[4] Taxas cambiais fixas deixam para a política monetária a tarefa de corrigir a balança comercial. Taxas cambiais flexíxeis permitem deixar o problema inflacionário para a política monetária.

No comentário parece que esta discussão foi compreendida da mesma forma. Mas a utilização de preços relativos e a definição diferente de taxas cambiais gerou equívoco que aparece claramente no Gráfico 3 do referido comentário. Neste gráfico considera-se p_1 (preço dos alimentos) e e (taxa cambial) como variáveis exógenas. Mas p_1 não é variável exógena, mas sim determinada pela renda nominal do setor industrial, conforme a hipótese feita insistentemente para o mercado de produtos agrícolas. Quando a renda nominal do setor industrial é considerada como variável exógena, e não o preço dos alimentos, o aumento na renda nominal do setor industrial aumenta os preços dos alimentos, mas gera também demanda maior de importações e dificulta a solução do desequilíbrio da balança comercial. O problema de correção dos desequilíbrios da oferta de alimentos e da balança comercial, portanto, continua presente quando se considera como variável exógena a renda nominal do setor urbano. Só desaparece no Gráfico 3 do comentário pelo fato de se considerar os preços dos alimentos como variável exógena do modelo. Não há, portanto, reparo a fazer ao modelo neste caso.

4 R. Mundell, *International Economics* (Nova York: The Macmillan Company, 1968), pp. 152-169.

Resenha bibliográfica 1

Smith, Ricardo e Marx: considerações sobre a história do pensamento econômico

Napoleoni, Claudio. *Smith, Ricardo e Marx: Considerações sobre a História do Pensamento Econômico*. Rio de Janeiro: Edições Graal, 1978. 239 pp.

Ricardo Tolipan *

Uma qualidade essencial do livro de Napoleoni é sua modernidade, caráter que ele próprio anuncia desde a abertura. Ser moderno é aceitar refletir sobre a realidade econômica a partir da crise do pensamento econômico atual. Isso obriga a um movimento retrospectivo, pois os fundamentos que conformam hoje a natureza e o destino desta crise datam de aproximadamente 200 anos e se encontram na formação da Escola Clássica de pensamento. Assim, pensar a partir da crise é de certa maneira fazer o esforço de reconstruir o objeto da Economia Política.

Napoleoni abre a discussão pelo recorte de dois eixos epistemológicos. De um lado, distingue-se o pensamento burguês e o pensamento marxista em teoria econômica, isto é, define-se o eixo teórico presente na crise. Efetivamente, ambas as correntes assim definidas enfrentam dificuldades lógicas de produção, ambas estão em crise. Por outro lado, além de causas formais, internas ao eixo teórico, a crise tem causas objetivas, ou seja, próprias da crise *prática* do capitalismo. Não pode, portanto, ser definida como um fato autônomo

* Do Centro de Estudos e Pesquisas da Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP) e do Programa de Mestrado da Faculdade de Economia e Administração da UFRJ.

do pensamento, mas reflete também as "condições objetivas" em que se produz conhecimento na atualidade.

Estamos diante do receituário epistemológico marxista clássico. Esquematizado em excesso, é verdade, pois sua apresentação serve apenas de pano de fundo inicial para o que se segue, mas sem dúvida ele estará operando ao longo do texto.

De toda maneira, um pequeno mal-estar pode desde logo aflorar. Refiro-me ao fato de que a dicotomia do eixo teórico, ao polarizar dois adjetivos de ordens diferentes (burguês-marxista), um de natureza sociológica, outro de natureza ideológica, não deixa alternativa à crítica da posição burguesa que não seja *por definição* determinada ideologicamente. Isto tem, pelo menos, dois inconvenientes: dificulta *a priori* a *démarche,* proposta pelo próprio Napoleoni, de preservar a especificidade da teoria marxista e, por outro lado, identifica como necessariamente "burguesa" toda a crítica não-marxista em teoria econômica. Em ambos os casos, toma-se como dado o problema a resolver, isto é, precisar em que Marx é diferente dos clássicos. Daí que a dicotomia que poderia ser aceita como um simples dispositivo lógico de classificação representa, a rigor, um imperativo categórico de análise, e o recurso à dialética não lhe garante, necessariamente, uma base racional.

O outro eixo, real-ideal, é também clássico, e deixaremos de discuti-lo porque parece ter menos efeitos diretos sobre a condução do texto de Napoleoni e porque, afinal, é quase a epistemologia do senso comum, variando apenas o sentido da determinação que se escolhe, se do real para o ideal ou vice-versa. Napoleoni é, sem dúvida, partidário do primeiro sentido; sua modulação é inegavelmente "realista" e todos reconhecem sem problema onde reside a força deste ponto de vista.

Napoleoni prossegue para distinguir as modalidades da crise no espaço teórico.

No âmbito do pensamento burguês, esta surge como a crise de uma hegemonia; a teoria neoclássica que, depois de não poder "pensar os fatos", vai ser abalada em sua estrutura lógica. Ela tende hoje a ser substituída por uma corrente neo-ricardiana de pensamento econômico. É o movimento conflituoso de substituição de hegemonias internas ao pensamento burguês, a mudança de "paradigmas" que define sua crise.

No âmbito do pensamento marxista, é sobretudo a paralisia teórica diante de três questões-chave — a teoria do valor, a teoria das crises e a necessidade de pensar a partir delas o neocapitalismo — que se apresenta como obstáculo à produção teórica e que constitui o fundamento de sua crise.

Assim, se no espaço teórico burguês a história se conta como a impossibilidade estratégica de pensar o capitalismo e se resolve pelo jogo perpétuo de "paradigmas", no âmbito do marxismo é muito mais a irresolução temática, o fato de que ainda não se resolveram certos problemas, que comanda a impossibilidade apenas tática de pensar o capitalismo.

Uma característica comum a ambos os campos é que o vigor da produção neo-ricardiana atual ameaça penetrar o pensamento marxista tanto quanto o pensamento burguês, numa afirmação hegemônica sem paralelo na história do pensamento econômico. A fronteira salário-lucro ↓ W (R) de tipo ricardiano se candidata a substituir tanto a fronteira de preços de fatores neoclássicos quanto a teoria da exploração de Marx, como paradigma único de todo espaço de discurso em teoria econômica. Isto sugeriria uma final e possível "coexistência pacífica" entre os dois campos na base da hegemonia comum neo-ricardiana; a teoria da convergência se realizando no âmbito da ciência econômica. O equilíbrio geral walrasiano seria, pelo mesmo movimento, tratado como uma matemática especial, um algoritmo para a economia, lugar reservado e assumido com prazer mas próprio de uma "outra ciência".

A partir deste arcabouço e destas insinuações, o programa do texto de Napoleoni se impõe naturalmente. Reler os clássicos para reencontrar as fontes do vigor da corrente neo-ricardiana e reler Marx no sentido de, em confronto com os clássicos, recuperar e dar sentido produtivo à "especificidade" do discurso marxista.

Ora, é claro que tal empresa põe no centro da análise de seu texto uma teoria da leitura, ou, se preferirem, da interpretação. Napoleoni se obriga — se quiser definir a diferença de Marx *vis-à-vis* os clássicos ou, para simplificar, *vis-à-vis* Ricardo – a examinar como o próprio Marx produziu esta diferença. Vai se obrigar ao movimento extremamente complexo da leitura de Ricardo, de Marx e da leitura de Marx sobre Ricardo. Movimento que tem todo o ar de exegese mas que é necessário ao objetivo a que ele se propôs. Ele tem além

disto, que distinguir entre o Marx teórico (produtor de conhecimento) e o Marx leitor (crítico de Ricardo). Ao mesmo tempo, tem que manter presente a relação orgânica entre os dois pólos da produção teórica de Marx, isto é, controlar em que medida a exposição positiva de sua teoria é o produto crítico de sua leitura, e vice-versa.

Napoleoni cumpre o programa nos limites da inteligência, da cultura na matéria e até onde permite caminhar sua intuição moderna das questões envolvidas.

Esses limites podem ser resumidos num certo "zelo ortodoxo" que ainda o obriga a não explicitar a diferença entre a sua própria leitura dos clássicos e aquela realizada por Marx. Melhor dizendo, Napoleoni, porque silencia a crítica ao Marx leitor, deixa precisamente escapar uma das condições básicas de se garantir a especificidade do discurso marxista. E isto por uma razão fundamental: o fato de que *o próprio Marx não consegue controlar teoricamente a diferença que está produzindo com relação a Ricardo.* Ao tentar projetar em Ricardo (como de resto em Smith e Quesnay) sua própria teoria do valor, Marx autoriza a leitura "economista" de si mesmo. É por esta razão que os obstáculos que paralisam a produção teórica marxista se condensam e sempre se condensaram em torno do famoso "problema da transformação".

A clara percepção disto só é possível devido ao fato também moderno de uma outra grande leitura de Ricardo realizada pelo economista italiano Piero Sraffa. Ao "pôr de pé" a teoria de Ricardo, contra a deformação neoclássica que o trata como um teórico dos rendimentos decrescentes e contra a deformação marxista que o trata como um teórico da exploração (um pré-marxista), a leitura de Sraffa permite, ao mesmo tempo, analisar rigorosamente a diferença específica que representa Marx para a Economia Política. É a esta leitura que me referia quando atribuí a Napoleoni uma intuição moderna.

É, com efeito, a ela que recorre Napoleoni quando lê corretamente em Smith um teórico do valor-trabalho comandado, contra a leitura de Marx, que vê no escocês um teórico "confuso", portador de duas teorias, servidor de dois patrões ideológicos e que, *inconscientemente,* seria um teórico do valor-trabalho incorporado! Leitura, portanto, *errada* de Smith e que Napoleoni passa em silêncio, deixando assim funcionar seu "zelo ortodoxo" (político?). É

também a esta intuição moderna, a que recorre Napoleoni quando percebe que a noção de trabalho incorporado de Ricardo não é a mesma que a de Marx: neste se trata de trabalho abstrato e em Ricardo de trabalho concreto assalariado; muito mais próximo da ideia smithiana de trabalho comandado que da ideia marxista de trabalho socialmente necessário. Mas é ainda seu "zelo ortodoxo" que não extrai as conseqüências disto e continua a pensar que o texto de Ricardo é "confuso" ou que Ricardo apresenta a teoria do valor-trabalho de modo "singular". Na verdade, "confuso" e "singular" é insistir que o problema para Ricardo seria outro que não o da medida dos valores relativos e que sua medida invariante fosse da mesma natureza que a "substância do valor" de Marx, quando em Ricardo o invariante do valor é claramente, ele mesmo, um valor relativo, isto é, uma mercadoria. A impossibilidade de confundir isto com a noção marxista de trabalho abstrato é reafirmada por Napoleoni no final do texto (p. 127).

Sua reconstituição do pensamento de Ricardo é correta e reproduz fielmente a análise de Sraffa na introdução aos "Princípios". Ela independe do recurso à leitura de Marx, que a rigor só torna a interpretação ambígua ao sugerir, devido ao uso do mesmo nome, uma identidade entre a quantidade do trabalho assalariado de Ricardo e a quantidade do trabalho abstrato de Marx.

Para finalizar, um pequeno comentário sobre a digressão filosófica que, no texto de Napoleoni, antecede a apresentação da teoria econômica de Smith. O autor põe em relevo a importância das *Glasgow Lectures* para a compreensão do pensamento clássico. Realmente, aí já estaria elaborado o conceito de "divisão do trabalho". Este estaria determinado pelo mercado e seria a causa do aumento da produtividade do trabalho. Teria sido interessante examinar como Smith trata a própria noção do mercado e estabelecer a relação entre a idéia de "tendência a persuadir" das *Conferências* e a idéia da "mão invisível" da *Riqueza das Nações* como a ação de uma racionalidade *a priori*, natural, que funda seu conceito de mercado. Um eco desta *ratio ex machina* se encontra em Ricardo quando este sugere a existência de um *superior genius* para afirmar a tendência do mercado aos preços de produção. A relação é interessante porque ela parece apreender uma das características constantes do pensamento econômico "burguês": também em Walras é uma entidade deste tipo, o *Auctioneer*, que garante a formação dos preços.

De todo modo, o exercício de intuição moderna permite a Napoleoni apontar o lugar correto das questões a tratar, extrair um programa genérico de recuperação do objeto da Economia Política e, às vezes, tratar com precisão no detalhe as questões teóricas relevantes para este programa.

Este programa e estas questões constituem, realmente, a tarefa iniludível da teoria moderna se ela quiser ser outra coisa além do discurso sobre as "evidências empíricas" ou a frase banal de que no preço do cachorro-quente se resume o universo das preferências individuais.

Além disso, o livro se encerra dando uma contribuição útil ao programa proposto, editando, em anexo, textos de difícil acesso relativos aos três marcos decisivos na construção do discurso clássico analisado por Napoleoni.

É por todas as razões, inclusive as que podem ter tido conotações negativas no meu comentário, um livro obrigatório para quem quiser compreender o "estado atual das artes" em teoria econômica.

Um reparo sobre a tradução e o cuidado gráfico. Além de por vezes truncar a linguagem de Marx, o tradutor se embaraça em certos termos especializados do discurso clássico. É o caso notadamente de "trabalho comandado" em Smith, traduzido alternadamente por "trabalho demandável" e "trabalho ordenado". Isto ocorre apesar de uma nota explicativa (ela mesma equivocada) na página 59. Também "taxa de lucro" é seguidamente traduzida por "tipo de lucro", e o conceito de "trabalho simples" em Marx é traduzido como "simples trabalho".

Além disso, o texto fica inúmeras vezes interrompido por frases que faltam. Também certos desenvolvimentos tem seu sentido invertido, não sei se por má tradução ou por incorreção tipográfica: é o caso de, por exemplo, na página 96, quando o autor mostra que Ricardo conclui pela *necessidade* de uma teoria do valor e que no texto em português fica "a teoria do valor afigura-se como *prejudicial* [*sic*] ao estudo... da taxa de lucro"! É também o caso da impressão gráfica das equações nas páginas 104-105, que deformou bastante as equações originais.

Um maior cuidado editorial com estes aspectos evitaria reparos numa iniciativa do maior bom gosto.

Resenha bibliográfica 2

Emprego e salários na indústria de construção

Werneck, Dorothea F. F. *Emprego e Salários na Indústria de Construção*. Coleção Relatórios de Pesquisa. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1978. N.º 40. 176 pp.

ROY GILBERT *

"É fato reconhecido que a indústria de construção constitui uma das mais importantes atividades econômicas. A grande capacidade de absorver mão-de-obra, a possibilidade de produzir bens de capital utilizando pouco capital, a reduzida demanda derivada de bens importados, além do fato de o Governo exercer grande influência sobre o setor, são alguns dos fatores relacionados para justificar sua importância" (p. 5).

É com estas palavras que Dorothea Werneck destaca o papel do setor de construção na economia brasileira, para em seguida assinalar corretamente a falta de pesquisas sobre o assunto. Bastariam estas duas razões para que seu trabalho merecesse as atenções e boas-vindas de todos os interessados no estudo da economia brasileira.

Tendo como primeiro objetivo a "análise do funcionamento do mercado de trabalho nessa indústria [de construção] como um todo", a autora baseia o livro quase exclusivamente no preceito da "grande capacidade de absorção de mão-de-obra". Para a presente resenha

* O Prof. Gilbert é consultor internacional em Economia e Planejamento, tendo, no Brasil, trabalhado para a CEPAL.

esta questão do uso da mão-de-obra no setor será a principal a ser abordada.

A autora inicia sua análise no Capítulo II, a partir de um exame das tendências históricas de emprego em cada um dos grandes setores da economia brasileira desde 1940. A partir de dados dos Censos Demográficos de 1940, 1950 e 1960, e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1973, ambos da FIBGE, a autora demonstra que, ao longo do período 1940/73, a taxa anual de crescimento de emprego no setor de construção (6,2%) foi maior que as taxas dos demais setores (atividades não agrícolas, 4,8%; setor secundário, exceto construção, 4,9%; e comércio e serviços, 4,5%). Desta forma a autora conclui pela confirmação da maior capacidade de absorção de mão-de-obra pelo setor de construção, em comparação a outros setores.

Contudo, o que não é levado em conta pela conclusão de Dorothea Werneck é a queda desta *performance* em termos de absorção de mão-de-obra pelo setor, ao longo do referido período. Os dados apresentados no próprio livro poderiam permitir uma análise mais aprofundada do que a realizada pela autora. Pode-se concluir a partir daqueles dados que a taxa de crescimento de emprego no setor de construção foi superior ao restante do setor secundário durante as décadas de 1940/50 e 1950/60. Por outro lado, a mesma taxa de crescimento de emprego do setor de construção foi inferior à do resto do setor secundário durante o período 1960/73. Este declínio relativo da capacidade de absorção de mão-de-obra na construção fica ainda mais evidente quando aí se incluem as cifras do Censo Demográfico de 1970, informações que estão curiosamente ausentes da análise.

É possível que o setor de construção não desempenhe mais o papel de grande absorvedor de mão-de-obra? Na presente obra (Tabela II.1), constata-se que entre 1960 e 1973 o emprego no setor de construção cresceu a taxas anuais de 7,2%, ao passo que no setor secundário, exceto construção, esse crescimento foi de 7,6%. A maior absorção de mão-de-obra por este último fica ainda mais evidente quando se considera o crescimento desses setores em termos absolutos. Entre 1960 e 1973, segundo as cifras apresentadas, 1.149.000 pessoas foram adicionadas à força de trabalho do setor de construção, en-

quanto 3.485.000 foram adicionadas ao setor secundário, exceto construção. Portanto, em termos da economia do País o setor de construção absorveu, a uma taxa de crescimento menor, apenas uma terça parte da mão-de-obra absorvida pelo restante do setor secundário. Neste sentido, deve-se perguntar se é um ponto de partida válido para o trabalho de Dorothea Werneck o preceito da importância do setor de construção como grande absorvedor de mão-de-obra, quando os dados apresentados no próprio livro dão a entender uma tendência contrária.

Por outro lado, o livro continua com uma análise bem clara das características da mão-de-obra no setor: a quase exclusiva participação do sexo masculino; a predominância de homens no seu período de vida mais produtivo; o fato de que tanto migrantes quanto pessoas com pouca escolaridade são as que encontram as maiores oportunidades de emprego no setor. Também a análise no Capítulo IV fornece informações sobre o elevado número de horas semanais trabalhadas, especialmente pelos autônomos. A alta proporção da força de trabalho sem carteira assinada é fator importante explicado pelos altos encargos sociais e trabalhistas associados ao registro de trabalhadores. A exposição nos Capítulos III e IV é a mais clara e informativa do livro, reunindo uma série de informações importantes para o interessado no setor. A autora pinta quase que fielmente o quadro das reais condições de trabalho no setor, utilizando-se apenas de dados secundários. Evidentemente, a falta de uma pesquisa de campo representa uma limitação bastante severa, mas mesmo assim o livro assinala algumas variáveis importantes a serem pesquisadas.

O trabalho de Dorothea Werneck reúne no Capítulo V, pela primeira vez, informações publicadas sobre a remuneração no setor da construção. Todavia, o quadro não fica tão claro, e as conclusões do livro sobre o nível salarial e as diferenças inter-regionais são, nas palavras da autora, preliminares. De um lado, o custo médio mensal da mão-de-obra no setor, embora sendo abaixo da média no caso do Estado de São Paulo em 1970, não é um dos mais baixos entre os setores. Por outro lado, há uma concentração relativamente alta de empregados nas faixas até três salários mínimos (1973: Brasil - 89,6%; Estado de São Paulo — 86,7%; Estado do Rio de Janeiro — 84,2%). Infelizmente, e apesar da grande quantidade de dados

apresentados, não é possível uma comparação com a situação média do País. Para este leitor, as idéias deste capítulo formam entre as menos acessíveis devido à presença de muito material estatístico apresentado e não analisado. Seria mais interessante a inclusão da maioria das tabelas em um anexo estatístico, ou então a realização de uma análise cuja abordagem fosse, do ponto de vista estatístico, mais rigorosa. A única ocasião em que encontramos um enfoque mais rigoroso é quando da utilização do método de mínimos quadrados para analisar a relação entre custo médio da mão-de-obra e diversos fatores, entre eles: experiência, sexo, educação e tamanho médio do estabelecimento. Este rigor repentino (pp. 81-82) está pouco explicado, além de levantar algumas dúvidas. Por exemplo, estará correto relacionar-se o custo da mão-de-obra com a proporção de mulheres, nos termos de uma função logarítmica, quando na realidade cada mulher, acrescida à força de trabalho (com um salário inferior), reduziria *diretamente* o custo médio total? Devemos indagar, entretanto, se é possível explicar esta variável independente (custo médio) sem levar em conta a variável demanda de mão-de-obra. Esta última se comportaria diferentemente para cada um dos setores analisados no livro, e sua utilização (o crescimento da força de trabalho poderia ser utilizado como substituto) possivelmente enriqueceria a análise, e a ligação das conclusões com a realidade da economia brasileira seria mais evidente.

O Capítulo VI, último do livro, trata da remuneração de ocupações típicas do setor de construção, onde é feita uma interessante análise da evolução da relação entre os salários-hora de mestres-de-obra e de serventes e, de outro lado, pedreiros e serventes. A conclusão principal é que os mestres-de-obra conseguiram melhorar seu nível (em termos de salário-hora) entre 1969 e 1976 na maioria dos Estados da Federação, enquanto a posição do pedreiro piorou. É sobre este ponto, na conclusão do livro, que Dorothea Werneck apenas toca pela primeira vez numa questão fundamental. A autora assinala que "a abertura do leque salarial poderia ser explicada pelas diferenças existentes entre as estruturas industriais [das regiões]" (p. 128).

É justamente a análise da estrutura do setor de construção e sua mudança que mereceria um tratamento mais profundo, especialmente no início do livro, quando trata da evolução do emprego desde 1940.

O período analisado, de mais de 30 anos, testemunhou profundas mudanças estruturais na economia brasileira, e igualmente no setor de construção. Não seria significativo o fato de que a referida queda na taxa de absorção de mão-de-obra tenha ocorrido justamente a partir do chamado "milagre econômico"?

Uma análise da produtividade da mão-de-obra ao longo deste período, por exemplo, poderia ter demonstrado os ganhos, especialmente nos últimos anos, devido à capitalização do setor. Desta forma não se pode imaginar que a função de um mestre-de-obra não tenha mudado nos últimos 10 anos, hipótese implícita no trabalho em epígrafe. Tais ganhos de produtividade implicam dois fatores: o primeiro, uma mudança tecnológica (no sentido de relação trabalho capital); e, o segundo, associado a uma mudança na composição da força de trabalho. Com relação ao primeiro caso, dificilmente se pode negar a importância do câmbio tecnológico num período que presenciou no setor de edificações, por exemplo, a adoção numa escala crescente de guindastes e concreto pré-preparado. Assim, seria importante frisar a característica dinâmica do setor de construção no Brasil, ao invés da imagem predominantemente estática adotada pela autora.

No segundo caso, a mudança do tipo de mão-de-obra utilizada, ou nas funções a serem desempenhadas, acompanhou a mudança estrutural. Para citar um exemplo, a análise da autora sobre as diferenças salariais poderia ser enriquecida com a análise das novas ocupações mais especializadas, tais como de guindasteiros e soldadores com oxiacetileno. Teria havido um aumento na demanda deste tipo de mão-de-obra e um decréscimo na demanda de funções tradicionais, tais como pedreiros? O que poderia explicar a queda de posição deste último? Este é o tipo de pergunta que surge a partir da leitura do livro.

Tais questões não teriam sido levantadas se o marco teórico do trabalho fosse mais explícito. Por exemplo, Dorothea Werneck corretamente assinala a natureza derivada da demanda de mão-de-obra, mas não há uma clara constatação da relação demanda de mão-de-obra/demanda de produto. Por este motivo, não fica muito claro se a análise da evolução do emprego é esta mesma ou se se trata de uma análise da evolução do produto. Por isso, a negação de uma

mudança na relação mão-de-obra/produto é hipótese implícita no livro que torna difícil ao leitor saber se o argumento se refere a uma ou outra análise.

Uma outra dúvida de caráter teórico no livro é com respeito ao tratamento do papel do Governo. Na nossa opinião não fica clara a posição do Estado com relação ao setor de construção. As mudanças salariais observadas seriam decorrentes diretamente da maior participação do Estado, especialmente no caso do subsetor edificações, através do Banco Nacional da Habitação?

Apesar das observações feitas nesta resenha, existe a necessidade de se aprofundar o conhecimento sobre as questões levantadas no livro. O caminho desse aprofundamento é provavelmente através de mais trabalho empírico. O livro de Dorothea Werneck é um bom exemplo dos limites até onde se pode chegar, utilizando-se apenas de dados secundários, mas que, ao mesmo tempo, mostra um caminho a ser seguido. Dada a natureza introdutória e resumida deste livro, não seria justo esperar que todos os aspectos fossem cobertos. Todavia, uma vez que as questões já foram levantadas por esta valiosa obra, seria interessante que ela fosse objeto das atenções dos estudiosos da economia brasileira, e que eles sejam estimulados, como este leitor o foi, pelas importantes questões levantadas por Dorothea Werneck.

Resenha bibliográfica 3

Export promotion: the case of Brazil *

Savasini, José Augusto Arantes. *Export Promotion: The Case of Brazil.* Nova York: Praeger, 1978. 141 pp.

ELIANA A. CARDOSO **
RAUL W. DOS REIS VELLOSO **

1 — Introdução

Conciso e relevante o estudo de Savasini sobre a política de promoção de exportações no Brasil.

Savasini desenvolve uma análise de custo-benefício da política de subsídios iniciada em 1964 e acelerada a partir de 1968. O estudo se desenvolve sob a hipótese de país pequeno, considerando-se o Brasil como um fornecedor marginal de produtos manufaturados no mercado mundial. O fato de que, antes de 1965, nossos produtos exportados não se achavam isentos de impostos indiretos, enquanto outros países já adotavam tal procedimento, colocava os produtos brasileiros em desvantagem no mercado internacional. A partir de 1965, além da isenção dos impostos indiretos, a exportação de manufaturados foi subsidiada através da disponibilidade de crédito barato e de subsídios calculados através de uma legislação especial do IPI, do ICM e do Imposto de Renda.

O rápido crescimento das exportações e sua diversificação são dois fatos constantemente apontados como indicadores do sucesso da po-

* Os autores agradecem a R. Dornbusch pela discussão desta resenha e por suas valiosas sugestões.

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

lítica de subsídios às exportações. Entre 1964 e 1975, a quantidade de produtos manufaturados exportados e as exportações totais cresceram, em média, 16,1 e 9,8% ao ano, respectivamente. A comparação dessas taxas com a estagnação das exportações durante a década de 50 e princípios da de 60 forneceria a primeira evidência do êxito da política de promoção às exportações. Além disso, as exportações de produtos manufaturados cresceram de 6 para 30% do total das exportações entre 1964 e 1975, enquanto que, tradicionalmente, o País dependia de um ou dois produtos agrícolas para geração de divisas. A diversificação das exportações no período 1964/75 constituiria, assim, a segunda evidência do sucesso dessa política.

Entretanto, segundo Savasini, é possível demonstrar que essa política foi inadequada sob dois aspectos. Em primeiro lugar, os setores relativamente menos eficientes na geração de divisas estrangeiras estariam sendo os mais fortemente subsidiados. Em segundo, os setores exportadores mais absorvedores de mão-de-obra estariam recebendo relativamente menores subsídios do que aqueles menos intensivos nesse fator de produção.

Esta resenha discute essencialmente a adequação do procedimento de Savasini para a obtenção de suas conclusões.

Existem dois pontos para os quais vale a pena chamar a atenção do leitor. O primeiro se refere à discussão de Savasini sobre métodos alternativos para a avaliação do custo de oportunidade da promoção de exportações (explora-se este aspecto de natureza teórica na segunda seção). Existe, porém, um outro ponto ainda mais importante que diz respeito a possíveis distorções na ordenação obtida por Savasini para os setores exportadores, o que comprometeria suas conclusões (discute-se este aspecto mais fundamental na última seção).

2 — Custo dos Recursos Domésticos e Taxa Efetiva de Proteção

No capítulo quatro — "O Custo da Divisa Estrangeira em Termos de Recursos Domésticos" — Savasini procura justificar o uso do

método conhecido como Custo dos Recursos Domésticos (CRD), para a avaliação do custo de oportunidade da promoção de exportações no Brasil. A discussão resulta um tanto confusa, principalmente no que concerne à tentativa de comparação do método do Custo dos Recursos Domésticos (CRD) com outra medida conhecida como a Taxa Efetiva de Proteção (TEP).[1]

O método do Custo dos Recursos Domésticos (CRD) tem sido utilizado, na prática, não apenas na análise de custo-benefício de projetos de investimento, visando ora à substituição de importações, ora à promoção de exportações,[2] como em estudos aplicados à estrutura de produção existente num dado instante do tempo. Neste caso, procura-se avaliar, comparativamente, o custo da proteção dada a determinados setores e identificar os mais eficientes na geração de divisas estrangeiras.[3] Para tanto, procura-se medir o custo de oportunidade dos recursos domésticos envolvidos na geração de uma unidade extra de divisa estrangeira, através de produção adicional do bem exportado ou do bem substituidor de importações. A razão entre os custos e a receita líquida de divisas para um determinado bem é uma medida do preço-sombra da taxa de câmbio relativa

1 A nomenclatura inglesa correspondente é, no primeiro caso, DRC (Domestic Resource Costs) e, no outro, ERP (Effective Rate of Protection).

2 Para a experiência pioneira de Israel, ver as referências em M. Bruno, "Domestic Resource Costs and Effective Protection: Clarification and Synthesis", in *Journal of Political Economy*, n.º 80 (janeiro de 1972), pp. 63-69. Não foi encontrada evidência de que agências do Governo brasileiro tenham incorporado o método CRD, ou algo semelhante, nas suas rotinas de avaliação de projetos. Além do esforço do IPEA/INPES nessa área, através de Edmar Lisboa Bacha, Aloísio Barbosa de Araujo, Milton da Mata e Rui Lyrio Modenesi, *Análise Governamental de Projetos de Investimento no Brasil: Procedimentos e Recomendações*, Coleção Relatórios de Pesquisa (Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1971), n.º 1, não existem estudos sistemáticos de projetos, *a posteriori*.

3 Ver A. O. Krueger, "Some Economic Costs of Exchange Control: The Turkish Case", *in Journal of Political Economy*, n.º 74 (outubro de 1966), pp. 466-480, para a Turquia; e M. Bruno, *Interdependence, Resource Use and Structural Change in Israel* (Jerusalem: Banco de Israel, 1962), para Israel. No caso brasileiro, o estudo de Savasini sob apreciação parece ser um dos primeiros em forma de publicação definitiva.

ao mesmo bem. Esta medida se conhece como Custo dos Recursos Domésticos e se define como:

$$CRD \equiv \frac{VC}{VU}$$

onde: $VC \equiv$ valor adicionado medido em termos de seu custo social em cruzeiros; e

$VU \equiv$ valor adicionado em dólares.

Uma vez que se admita a hipótese de país pequeno, os preços em dólares dos produtos exportados e importados são dados, e a existência de tarifas afeta apenas os preços domésticos desses bens. Assim sendo, a existência de tarifas na economia pequena não cria problemas conceituais para a medida do valor adicionado em dólares. Entretanto, a existência de tarifas e outras distorções dificultam a medida do valor adicionado em cruzeiros. Se não existissem distorções na economia, preços observados e custos de oportunidade seriam iguais; mas, uma vez que elas existem, cabe perguntar: quais os preços que devem ser usados para calcular o valor adicionado em termos do custo social dos fatores em cruzeiros? [4]

A resposta a esta questão é obtida mais facilmente examinando-se um exemplo desenvolvido em Corden. [5]

Suponha-se que existam duas indústrias, E (importável) e X (exportável), numa economia pequena, e que se procura avaliar um

[4] Ver R. Findlay e S. Wellisz, "Project Evaluation, Shadow Prices and Trade Policy", *in Journal of Political Economy*, n.º 84 (junho de 1976), pp. 543-552; e T. N. Srinivasan e J. N. Bhagwati, "Shadow Prices for Project Selection in the Presence of Distortions: Effective Rates of Protection and Domestic Resource Cost", *in Journal of Political Economy*, n.º 86 (fevereiro de 1978), pp. 97-116. Uma discussão anterior encontra-se sob a forma de um modelo simples de programação linear em M. Bruno, "The Optimal Selection of Export-Promoting and Import-Substituting Projects", *in Planning the External Sector: Techniques Problems and Policies* (Nova York: Nações Unidas, 1965).

[5] Ver W. M. Corden, *Trade Policy and Economic Welfare* (Londres: Oxford University Press, 1974), pp. 397-398. Neste exemplo, Corden se baseia na metodologia de apuração de custos e benefícios recomendada em I. M. D. Little e J. A. Mirrlees, *Manual of Industrial Project Analysis in Developing Countries*, vol. 2 (Paris: OECD, 1969).

projeto de instalação de uma outra, *Q*, através da realocação dos fatores utilizados nas indústrias existentes. Existe uma tarifa de 50% sobre *E*, e a taxa de câmbio observada é 1 cruzeiro = 1 dólar.

Supondo-se que não haja impostos ou subsídios sobre as exportações, o custo dos recursos marginais retirados da indústria *X*, aos preços de mercado, serão idênticos ao valor social da queda das exportações (por exemplo: 40 cruzeiros). Quanto aos recursos marginais que saem da indústria *E*, que se supõe protegida por uma tarifa de 50%, o custo social será menor do que o custo calculado em termos dos preços de mercado (por exemplo: 60 cruzeiros e 90 cruzeiros, respectivamente). Finalmente, suponha-se que o benefício associado com o projeto novo corresponde a um valor marginalmente superior a 100 dólares.

Ora, avaliando-se os custos e benefícios aos preços-sombra, vê-se que o projeto estaria exatamente na margem de lucratividade social (com custos de 100 cruzeiros e benefícios marginalmente superiores a 100 dólares), enquanto que em termos privados ter-se-ia prejuízo. Segue-se, portanto, que a nova indústria deve ser protegida por uma tarifa ou subsídio que é positivo mas menor do que 50%.[6]

Se, em lugar deste procedimento correto, utilizam-se os preços observados, ou seja, os preços domésticos protegidos, obtém-se uma medida de proteção efetiva, mas não um instrumento de análise de projetos adequado para a mensuração dos custos sociais dos fatores.[7]

6 Observe-se que o procedimento dos CRD equivale à maximização do valor do produto doméstico a preços internacionais.

7 O desenvolvimento moderno do conceito de proteção efetiva encontra-se ligado aos nomes de C. L. Barber, "Canadian Tariff Policy", *in Canadian Journal of Economics and Political Sciences*, n.º 21 (novembro de 1955), pp. 513-530. H. G. Johnson, "The Theory of Tariff Structure with Special Reference to World Trade and Development", *in Trade and Development* (Genebra: I U H E I., 1965), e "The Theory of Effective Protection and Preferences", *in Economica* (maio de 1969), pp. 119-138; B. Balassa, "Tariff Protection in Industrial Countries; An Evaluation", *in Journal of Political Economy*, n.º 73 (dezembro de 1965), pp. 573-594; e M. Corden, "The Structure of a Tariff System and the Effective Protective Rate", *in Journal of Political Economy*, n.º 74 (junho de 1966), pp. 221-239. A controvérsia acerca dos méritos relativos do uso de CRD e TEP, que T. N. Srinivasan e J. N. Bhagwati, *op. cit.*, procuram resolver, é longa e confusa. Ver o debate na edição de 1972 do *Journal of Political Economy* entre M. Bruno, "Domestic Resource...", *op. cit.*, A. O. Krueger, "Evaluating

Savasini portanto está correto em usar como instrumento de trabalho o Custo dos Recursos Domésticos (CRD), embora sua escolha não se encontre fundamentada coerentemente ao longo de sua discussão sobre o tema.

3 — Dificuldades de mensuração

Para obter o CRD de cada um dos diversos setores de exportação, é necessário calcular o custo social do valor adicionado em cruzeiros, *VC,* para cada setor e seu valor adicionado em dólares, *VU,* por unidade de produto.

Savasini é bastante cuidadoso na obtenção dos custos sociais em cruzeiros, e suas medidas aproximam-se tanto quanto possível de uma medida adequada.

Entretanto, o mesmo não se pode dizer quanto ao cálculo do valor adicionado em dólares. Observe-se que a medida do valor adicionado em dólares não apresenta dificuldades conceituais: qualquer que seja o critério adotado, CRD ou TEP, os preços usados para medir o valor adicionado em dólares são sempre os preços internacionais. Não obstante, Savasini calcula a expressão para os gastos com importações por unidade de produto multiplicando o vetor das importações requeridas por unidade de produto pela matriz $[I - A]^{-1}$, onde A é a matriz de insumo-produto em cruzeiros. Posteriormente transforma a expressão obtida em dólares, usando a taxa de câmbio oficial. Como os preços em cruzeiros das mercadorias incluem as tarifas, o custo internacional das importações obtido está superestimado. Em conseqüência, é possível que a ordenação dos CRD para os diferentes setores não seja aquela obtida no livro, o que se pode demonstrar através de um exemplo simples.

Suponha-se que dois bens de exportação, *A* e *B,* são produzidos, com iguais valores adicionados em cruzeiros, $VC_A = VC_B = 0{,}8$,

Restrictionist Trade Regimes: Theory and Measurement", pp. 48-62, e B. Balassa e D. M. Schydlowsky, "Domestic Resource Costs and Effective Tariffs, Domestic Cost of Foreign Exchange, and the Equilibrium Exchange Rate", no *Journal of Political Economy,* n.º 76 (maio/junho de 1966), pp. 147-160.

e iguais preços internacionais, $p^*_A = p^*_B = 1$ dólar. Admita-se que a produção de A necessita de 0,2 unidades de um intermediário importado, M, ao preço $p^*_M = 1$ dólar, e a de B também utiliza 0,2 unidades de outro intermediário importado, N, que também custa 1 dólar ($p^*_N = 1$ dólar). Existe uma tarifa de 100% sobre o intermediário M usado na produção de A.

Usando-se o procedimento correto (CRD), obtém-se:

$$CRD_A = \frac{VC_A}{VU_A} = \frac{0{,}8}{1-0{,}2\,(1)} = 1 = CRD_B$$

Enquanto que a medida de Savasini (S) implicaria:

$$S_A = \frac{0{,}8}{1-0{,}2\,(2)} = 1{,}33 > S_B = 1$$

Este exemplo ilustra a inadequação da medida de Savasini. Como as tarifas não são uniformes e os setores exportadores usam intermediários importados em diferentes proporções, a ordenação dos CRD obtida por Savasini encontra-se distorcida. O viés introduzido por ele na mensuração dos CRD pode ser expressado como:

$$S = \phi\ CRD$$

onde:

$$\phi = \frac{p^*_i - \sum_j a_{ij}\ p^*_j}{p^*_i - \sum_j a_{ij}\ p^*_j\ (1 + t_j)}\ \frac{1 - \sum_j \theta_{ij}}{1 - \sum_j \theta_{ij}\ (1 + t_j)}$$

sendo:

p^*_i = preço internacional do produto i;

p^*_j = preço internacional do intermediário j;

t_j = alíquota tarifária sobre o intermediário j;

a_{ij} = quantidade do intermediário j utilizado na produção de uma unidade do produto i; e

$\theta_{ij} = a_{ij}\ p^*_j\ /\ p^*_i$.

A expressão acima mostra que a medida de Savasini distancia-se da medida correta para o Custo dos Recursos Domésticos, tanto mais quanto maiores os impostos tarifários efetivos sobre o setor em questão.

Portanto, não é necessariamente verdadeira a conclusão de que os setores mais eficientes na geração de divisas estrangeiras e mais absorvedores de mão-de-obra sejam aqueles que têm recebido os menores subsídios.

Por último, vale a pena lembrar que a mensuração correta dos Custos dos Recursos Domésticos responde ao mesmo tempo às perguntas sobre a eficiência na geração de divisas estrangeiras e sobre a adequada absorção de mão-de-obra, não se justificando portanto a colocação dessas questões como dois problemas separados.

De outro lado, recomendações para mudanças da política de subsídios às exportações não se podem basear apenas nesses números. Mais importante talvez seja o estudo de como a demanda dos produtos brasileiros de exportação deve comportar-se nos próximos anos.

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

Índice do Volume 9, 1979

ARTIGOS E RESENHAS (por ordem de paginação)

AUTORES (por ordem alfabética)

IPEA — 061-79016

ISSN — 0100-0551

Pesquisa e planejamento econômico. v. 1 —

n. 1 — jun. 1971 — Rio de Janeiro,
Instituto de Planejamento Econômico e Social, 1971 —

v. — quadrimestral

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971.
Periodicidade anterior. Semestral de 1971-1975.

1. Economia — Pesquisa — Periódicos. 2. Planejamento Econômico — Brasil. I. Brasil. Instituto de Planejamento Econômico e Social.



CDD 330.05
CDU 33(81) (05)

IPEA — Serviço Editorial: Nilson Souto Maior (Revisão); Gilberto Vilar de Carvalho (Coordenação de vendas).

Colaboraram na edição do volume 9 de **Pesquisa e Planejamento Econômico:**

Anna Luiza Ozorio de Almeida, Thompson Andrade, Alfredo Behrens, Fernando de Holanda Barbosa, Eliana A. Cardoso, Antonio F. Carraro, Claudio M. Considera, Raul Eckerman, Clovis de Faro, Carmosina N. Ferreira, Léo da Rocha Ferreira, Maria da Conceição Silva, Martim O. Smolka, Raul W. dos Reis Velloso, Ricardo Varsano, Dorothea F. Werneck.

Composto e impresso no Centro de Serviços Gráficos do IBGE, Rio de Janeiro — RJ.

NOTA AOS COLABORADORES DE "PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO"

1. A revista só aceita matérias inéditas, tanto no País como no exterior.
2. O autor deve enviar duas cópias do trabalho, as quais não serão devolvidas, sendo que a revista só se responsabiliza pelas colaborações diretamente endereçadas ao Editor-Chefe.
3. As colaborações não são remuneradas. Cada autor receberá, sem qualquer ônus, 50 (cinqüenta) separatas do seu próprio trabalho e 3 (três) exemplares do número completo da revista em que saiu publicado.
4. A revista aceita originais em inglês, francês e espanhol e encarrega-se de sua versão para o português. Se a tradução da matéria não for revista pelo autor, ao sair publicada será feita a ressalva: "Tradução não revista pelo autor".
5. O trabalho deve ser datilografado em espaço dois, com margem de 3 a 4 cm à esquerda, bem como na parte superior e inferior de cada lauda, não podendo haver rasuras ou emendas que dificultem a leitura e a compreensão do texto.
6. Cada trabalho deverá vir acompanhado por um resumo de cerca de 100 palavras que permita uma visão global e antecipada do assunto tratado.
7. A nitidez é requisito indispensável, principalmente no caso de Gráficos, Mapas e Tabelas. Se houver necessidade, a própria revista providenciará a redução dos mesmos.
8. As fórmulas matemáticas devem ser datilografadas no próprio texto, com clareza, não podendo oferecer dupla interpretação (ex.: não confundir o algarismo 1 com a letra l).
9. Não pode ser incluída bibliografia ao final dos trabalhos. Todas as referências bibliográficas, assim como as demais notas, deverão ser feitas ao pé da página.
10. Os autores devem cuidar para que as referências bibliográficas nos rodapés sejam completas, contendo: no caso de livros citados, autor(es), título completo, nome da série ou coleção, edição, local, editora, ano da publicação, número das páginas, número da série ou coleção; no caso de artigos de periódicos, autor(es), título completo do artigo, título completo do periódico, número e volume, mês e ano da publicação, número das páginas.

obras publicadas pelo ipea

Coleção Relatórios de Pesquisa

1 — **Análise Governamental de Projetos de Investimento no Brasil: Procedimentos e Recomendações** — Edmar Lisboa Bacha, Aloísio Barbosa de Araujo, Milton da Mata e Rui Lyrio Modenesi.
2 — **Exportações Dinâmicas Brasileiras** — Carlos von Doellinger, Hugo Barros de Castro Faria, José Eduardo de Carvalho Pereira e Maria Helena T. T. Horta.
3 — **Eficiência e Custos das Escolas de Nível Médio: Um Estudo-Piloto na Guanabara** — Cláudio de Moura Castro.
4 — **Estratégia Industrial e Empresas Internacionais: Posição Relativa da América Latina e do Brasil** — Fernando Fajnzylber.
5 — **Potencial de Pesquisa Tecnológica no Brasil** — Francisco Almeida Biato, Eduardo Augusto de Almeida Guimarães e Maria Helena Poppe de Figueiredo.
6 — **A Industrialização do Nordeste (Vol. I — A Economia Regional)** — David Edwin Goodman e Roberto Cavalcanti de Albuquerque.
7 — **Sistema Industrial e Exportação de Manufaturados: Análise da Experiência Brasileira** — Fernando Fajnzylber.
8 — **Colonização Dirigida no Brasil: Suas Possibilidades na Região Amazônica** — Vania Porto Tavares, Claudio Monteiro Considera e Maria Thereza L. L. de Castro e Silva.
9 — **Financiamento de Projetos Industriais no Brasil** — Wilson Suzigan, José Eduardo de Carvalho Pereira e Ruy Affonso Guimarães de Almeida.
10 — **Ensino Técnico: Desempenho e Custos** — Cláudio de Moura Castro, Milton Pereira de Assis e Sandra Furtado de Oliveira.
11 — **Desenvolvimento Agrícola do Nordeste** — George F. Patrick.
12 — **Encargos Trabalhistas e Absorção de Mão-de-Obra: Uma Interpretação do Problema e seu Debate** — Edmar Lisboa Bacha, Milton da Mata e Rui Lyrio Modenesi.
13 — **Avaliação do Setor Público na Economia Brasileira: Estrutura Funcional da Despesa** — Fernando A. Rezende da Silva.

14 — **Transformação da Estrutura das Exportações Brasileiras: 1964/70** — Carlos von Doellinger, Hugo Barros de Castro Faria, Raimundo Nonato Mendonça Ramos e Leonardo Caserta Cavalcanti.

15 — **Desenvolvimento Regional e Urbano: Diferenciais de Produtividade e Salários Industriais** — Sergio Boisier, Martin O. Smolka e Aluízio A. de Barros.

16 — **Transferências de Impostos aos Estados e Municípios** — Aloísio Barbosa de Araújo, Maria Helena T. Taques Horta e Claudio Monteiro Considera.

17 — **Pequenas e Médias Indústrias: Análise dos Problemas, Incentivos e sua Contribuição ao Desenvolvimento** — Frederico J. O. Robalinho de Barros e Rui Lyrio Modenesi.

18 — **Dinâmica do Setor Serviços no Brasil: Emprego e Produto** — Wanderly J. M. de Almeida e Maria da Conceição Silva.

19 — **Migrações Internas no Brasil: Aspectos Econômicos e Demográficos** — Milton da Mata, Eduardo Werneck R. de Carvalho e Maria Thereza L. L. de Castro e Silva.

20 — **Incentivos à Industrialização e Desenvolvimento do Nordeste** — David Edwin Goodman e Roberto Cavalcanti de Albuquerque.

21 — **Saúde e Previdência Social: Uma Análise Econômica** — Fernando A. Rezende da Silva e Dennis Mahar.

22 — **A Política Brasileira de Comércio Exterior e seus Efeitos: 1967/73** — Carlos von Doellinger, Hugo B. de Castro Faria e Leonardo Caserta Cavalcanti.

23 — **Serviços e Desenvolvimento Econômico no Brasil: Aspectos Setoriais e suas Implicações** — Wanderly J. Manso de Almeida.

24 — **Industrialização e Emprego no Brasil** — José Almeida.

25 — **Mão-de-Obra Industrial no Brasil: Mobilidade, Treinamento e Produtividade** — Cláudio de Moura Castro e Alberto de Mello e Souza.

26 — **Crescimento Industrial no Brasil: Incentivos e Desempenho Recente** — Wilson Suzigan, Regis Bonelli, Maria Helena T. T. Horta e Celsius Antônio Lodder.

27 — **Financiamento Externo e Crescimento Econômico no Brasil: 1966/73** — José Eduardo de Carvalho Pereira.

28 — **Tecnologia e Rentabilidade na Agricultura Brasileira** — Claudio R. Contador.

29 — **Empresas Multinacionais na Indústria Brasileira** — Carlos von Doellinger e Leonardo C. Cavalcanti.

30 — **FGTS: Uma Política de Bem-Estar Social** — Wanderly J. M. de Almeida e José Luiz Chautard.

31 — **Distribuição de Renda nas Areas Metropolitanas** — Celsius A. Lodder.

32 — **A Dívida do Setor Público Brasileiro: Seu Papel no Financiamento dos Investimentos Públicos** — Maria da Conceição Silva.

33 — **A Transferência do Imposto de Renda e Incentivos Fiscais no Brasil** — Claudio Roberto Contador.

34 — **Distribuição de Renda e Emprego em Serviços** — Anna Luiza Ozorio de Almeida.

35 — **Ciclos Econômicos e Indicadores de Atividade no Brasil** — Claudio R. Contador.

36 — **Política Econômica Externa e Industrialização no Brasil (1939/52)** — Pedro S. Malan, Regis Bonelli, Marcelo de P. Abreu e José Eduardo de C. Pereira.

37 — **Abastecimento de Água à População Urbana: Uma Avaliação do PLANASA** — Wanderly J. Manso de Almeida.

38 — **Política e Estrutura das Importações Brasileiras** — Carlos von Doellinger, Leonardo C. Cavalcanti e Flávio Castelo Branco.

39 — **Desenvolvimento Econômico da Amazônia: Uma Análise das Políticas Governamentais** — Dennis J. Mahar.

40 — **Emprego e Salários na Indústria de Construção** — Dorothea F. F. Werneck.

41 — **Concentração de Renda, Desemprego e Pobreza no Brasil: Análise de uma Amostra de Municípios em 1970** — Milton da Mata.

42 — **Financiamento da Educação e Acesso à Escola no Brasil** — Alberto de Mello e Souza.

43 — **Sistema Urbano e Cidades Médias no Brasil** — Thompson A. Andrade e Celsius A. Lodder.

44 — **O Meio Ambiente no Brasil: Aspectos Econômicos** — Aloisio Barboza de Araujo.

45 — **Mudanças na Estrutura e Produtividade da Agricultura Brasileira, 1963/73: Noventa e Nove Fazendas Revisitadas (Tomo I — O Brasil Sul e Sudeste)** — William H. Nicholls e Ruy Miller Paiva.

Série Monográfica

1 — **População Economicamente Ativa na Guanabara (Estudo Demográfico)** — Manoel Augusto Costa.

2 — **Critérios Quantitativos para Avaliação e Seleção de Projetos de Investimentos** — Clóvis de Faro.

3 — **Exportação de Produtos Primários Não-Tradicionais** — Carlos von Doellinger e Hugo Barros de Castro Faria.

4 — **Exportação de Manufaturados** — Carlos von Doellinger e Gilberto Dupas.

5 — **Migrações Internas no Brasil** — Manoel Augusto Costa (ed.), Douglas H. Graham, João Lyra Madeira, José Pastore, Nelson L. Araújo Moraes e Pedro Pinchas Geiger.

6 — **Restrições Não-Tarifárias e seus Efeitos sobre as Exportações Brasileiras** — Carlos von Doellinger.

7 — **A Transferência de Tecnologia no Desenvolvimento Industrial do Brasil** — Nuno Fidelino de Figueiredo.

8 — **Planejamento Regional: Métodos e Aplicação ao Caso Brasileiro** — Paulo R. Haddad (ed.), Samuel Schickler, Celsius Antônio Lodder, Carlos Maurício de C. Ferreira e Hamilton C. Tolosa.

9 — **Estudos sobre uma Região Agrícola: Zona da Mata de Minas Gerais** — Stahis S. Panagides, Léo da Rocha Ferreira, Lon C. Cesal, Antonio Lima Bandeira, T. Kelley White Jr. e Dilson Seabra Rocha.

10 — **Política do Governo e Crescimento da Economia Brasileira: 1889-1945** — Annibal Villanova Villela e Wilson Suzigan.

11 — **Estudos sobre uma Região Agrícola: Zona da Mata de Minas Gerais (II)** — Euter Paniago, Miguel Ribon, Sebastião M. Ferreira da Silva e Antônio Raphael Teixeira Filho.

12 — **Investimento em Educação no Brasil: Um Estudo Sócio-Econômico de Duas Comunidades Industriais** — Cláudio de Moura Castro.

13 — **O Sistema Tributário e as Desigualdades Regionais: Uma Análise da Recente Controvérsia sobre o ICM** — Fernando A. Rezende da Silva e Maria da Conceição Silva.

14 — **O Imposto sobre a Renda e a Justiça Fiscal** — Fernando A. Rezende da Silva.

15 — **Aspectos Fiscais das Áreas Metropolitanas** — Aloísio Barbosa de Araújo.

16 — **Desequilíbrios Regionais e Descentralização Industrial** — Paulo R. Haddad (ed.), José Alberto Magno de Carvalho, Jacques Schwartzman, Roberto Vasconcelos Moreira da Rocha, Celsius A. Lodder e Martin O. Smolka.

17 — **Tecnologia e Desenvolvimento Agrícola** — Claudio Roberto Contador (ed.), G. Edward Schuh, William H. Nicholls, George F. Patrick, José Pastore, Eliseu Alves, T. W. Schultz, Ruy Miller Paiva, Rodolfo Hoffmann, José F. G. da Silva, D. Gale Johnson e Alberto Veiga.

18 — **Estudos de Demografia Urbana** — Manoel Augusto Costa (ed.), João Lyra Madeira, Equipe SERFHAU, George Martine, José Carlos Peliano, Alzira Nunes Coelho, Thomas W. Merrick e Equipe do CBED.

19 — **O Imposto sobre a Renda das Empresas** — Fernando Rezende (ed.), Celso L. Martone e Claudio R. Contador.

20 — **Estrutura Metropolitana e Sistema de Transportes: Estudo do Caso do Rio de Janeiro** — Josef Barat.

21 — **Urbanização e Migração Urbana no Brasil** — Manoel Augusto Costa.

22 — **Política de Desenvolvimento Urbano: Aspectos Metropolitanos e Locais** — Josef Barat (ed.), Hamilton C. Tolosa, Manoel Augusto Costa, Pedro Pinchas Geiger, João Paulo de Almeida Magalhães e James Hicks.

23 — **História Monetária do Brasil: Análise da Política, Comportamento e Instituições Monetárias** — Carlos Manuel Peláez e Wilson Suzigan.

24 — **Difusão de Inovações na Indústria Brasileira: Três Estudos de Caso** — Grupo de Pesquisa da FINEP: José Tavares de Araujo Jr. (ed.), Vera Maria Candido Pereira, Sulamis Dain, Ricardo A. Bielschowsky, Maria Fernanda Gadelha, Eduardo Augusto A. Guimarães e Leonídia Gomes dos Reis.

25 — **Tecnologia e Crescimento Industrial: A Experiência Brasileira nos Anos 60** — Regis Bonelli.

26 — **Aspectos da Participação do Governo na Economia** — Fernando Rezende, Jorge Vianna Monteiro, Wilson Suzigan, Dionísio Dias Carneiro Netto e Flávio P. Castelo Branco.

27 — **Dois Estudos sobre Tecnologia de Alimentos** — Eginardo Pires, Ricardo Bielschowsky e Célia Maria Poppe de Figueiredo (do Centro de Estudos e Pesquisas da FINEP).

28 — **Indústria: Política, Instituições e Desenvolvimento** — Wilson Suzigan (ed.), Celsius A. Lodder, Dorothea F. F. Werneck, Eustáquio J. Reis, Jorge Vianna Monteiro, Luiz Otavio Façanha, Luiz Roberto A. Cunha, Maria Helena T. T. Horta, Milton da Mata, Regis Bonelli e Ricardo Bielschowsky.

29 — **Amazônia: Desenvolvimento e Ocupação** — Jose Marcelino Monteiro da Costa (ed.), Armando D. Mendes, Herbert Schubart, Roberto Santos, Jean Hébette, Rosa E. Acevedo Marin, José Alberto Magno de Carvalho, Morvan de Mello Moreira e Maria do Carmo Fonseca do Vale.

30 — **A Agricultura no Desenvolvimento Econômico: Suas Limitações como Fator Dinâmico** — Ruy Miller Paiva.

Série Pensamento Econômico Brasileiro

1 — **Estudos do Bem Comum e Economia Política, ou Ciência das Leis Naturais e Civis de Animar e Dirigir a Geral Indústria, e Promover a Riqueza Nacional, e Prosperidade do Estado** — José da Silva Lisboa (Visconde de Cairu).

2 — **Notas Estatísticas sobre a Produção Agrícola e Carestia dos Gêneros Alimentícios no Império do Brasil** — Sebastião Ferreira Soares.

3 — **A Controvérsia do Planejamento na Economia Brasileira** — Roberto C. Simonsen e Eugênio Gudin.

Série Estudos para o Planejamento

1 — **Variações Climáticas e Flutuações da Oferta Agrícola no Centro-Sul do Brasil (Vol. I — Relatório da Pesquisa. Vol. II — Zoneamento Ecológico)** — em equipe.

2 — **Aproveitamento Atual e Potencial dos Cerrados (Vol. I — Base Física e Potencialidades da Região)** — em equipe.

3 — **Mercado Brasileiro de Produtos Petroquímicos** — Amilcar Pereira da Silva Filho, Maurício Jorge Cardoso Pinto, Antonio Carlos da Motta Ribeiro e Antonio Carlos de Araujo Lago.

4 — **A Transferência de Tecnologia no Brasil** — Francisco Almeida Biato, Eduardo Augusto de Almeida Guimarães e Maria Helena Poppe de Figueiredo.

5 — **Desenvolvimento de Sistemas de Cadeias de Alimentos Frigorificados para o Brasil (Avaliação Preliminar)** — em equipe.

6 — **Desempenho do Setor Agrícola — Década 1960/70** — Sylvio Wanick Ribeiro.

7 — **Tecnologia Moderna para a Agricultura (Vol. I — Defensivos Vegetais)** — Miguel Martins Chaves.

8 — **A Indústria de Máquinas-Ferramenta no Brasil** — Franco Vidossich.

9 — **Perspectivas da Indústria Petroquímica no Brasil** — Amilcar Pereira da Silva Filho e Antonio Carlos da Motta Ribeiro.

10 — **Características e Potencialidades do Pantanal Matogrossense** — Demóstenes F. Silvestre Filho e Nilton Romeu.

11 — **Tecnologia Moderna para a Agricultura (Vol. II — Fertilizantes Químicos)** — em equipe.

12 — **Poluição Industrial no Brasil** — em equipe.

13 — **Região Metropolitana do Grande Rio: Serviços de Interesse Comum** — em equipe.

14 — **Recursos Naturais da Área-Programa de Aripuanã** — em equipe.

15 — **Política Nacional de Desenvolvimento Urbano: Estudos e Proposições Alternativas** — Jorge Guilherme Francisconi e Maria Adélia Aparecida de Souza.

16 — **Desenvolvimento Regional no Brasil** — Roberto Cavalcanti de Albuquerque e Clóvis de Vasconcelos Cavalcanti.

17 — **Classificação da Mão-de-Obra do Setor Primário** — Equipe do CNRH.

18 — **Inflação no Brasil: 1947/67** — Luiz Zottmann.

19 — **Migrantes no Mercado de Trabalho Metropolitano** — George Martine e José Carlos Peliano.

20 — **Tecnologia Moderna para a Agricultura (Vol. III — A Indústria Nacional de Rações Balanceadas e Concentrados).**

21 — **A Fusão: Análise de uma Política Pública** — Ana Maria Brasileiro.

Série Documentos

1 — **Treinamento de Pessoal para Televisão Educativa: Um Modelo Piloto** — Rudy Bretz e Dov Shinar.

2 — **Planejamento de Recursos Humanos** — em equipe.

3 — **Rádio Educativo no Brasil: Um Estudo** — em equipe.

Brazilian Economic Studies

1 — Editado por Wanderly J. Manso de Almeida.

2 — Editado por Fernando Rezende.

3 — **Government Policy and the Economic Growth of Brazil, 1889-1945** — Annibal V. Villela e Wilson Suzigan.

4 — Editado por Fernando Rezende.

5 — Editado por Fernando Rezende.

próximas edições do ipea*

Regiona... ...ulino
Tramon...

O Ensi... ...volvi-
mento ... ...úcia
Radler

A Parc... ...a —
Léo da

Distribu... ...ctos
da Tra...

Modern... ...s —
diverso...

Artigos

Estrutu... ...ação
— Cla...

Expans... ...ento
Region...

O Fina...

O Preç... ...nda
no Bra...

Trabalh... ...tura
Agrária ... de
Rezend...

Financi... Pes-
quisa n... ...os

recentes publicações do ipea



IBGE
Centro de Serviços Gráficos